

RAPHAEL GOMES BRASIL

**HIATO DE RENDIMENTOS PÚBLICO-PRIVADO:
DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA INTER-REGIONAL, 2004 - 2013**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico no Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt

CURITIBA
2016

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Brasil, Raphael Gomes

Hiato de rendimentos público-privado: decomposição quantílica inter-regional, 2004 – 2013 / Raphael Gomes Brasil. – 2016.

88 f.

Orientador: Maurício Vaz Lobo Bittencourt..

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Defesa: Curitiba, 2016.

1. Salários. 2. Salários – Setor público. 3. Renda – Distribuição. 4. Decomposição de Oaxaca-Blinder. I. Bittencourt, Maurício Vaz Lobo, 1970-. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

CDD 331.21

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **RAPHAEL GOMES BRASIL**, intitulada: "**O Diferencial Público-Privado: uma Investigação Interregional através da Decomposição Quantílica entre 2004 e 2013**", após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO.

Curitiba, 31 de Março de 2016.


Prof MAURICIO VAZ LOBO BITTENCOURT (UFPR)
(Presidente da Banca Examinadora)


Prof ARMANDO VAZ SAMPAIO (UFPR)


Prof PAULO DE ANDRADE JACINTO (PUC/RS)


Prof RAQUEL RANGEL DE MEIRELES GUIMARAES (UFPR)

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt, por acreditar em mim e me dar a liberdade que precisei.

Aos professores Armando Sampaio, Fernando Motta e Raquel Guimarães (2x) pela ajuda em alguns dos meus momentos de desespero.

Aos meus colegas que me muito me ajudaram: Denílson, Eduardo, Nelson e Amanda (2x).

Ao meu amigo Joel pela árdua luta conjunta.

Ao meu amigo Dabliu, pois sem sua ajuda talvez nada disso tivesse acontecido.

À minha família e à minha esposa Fanee.

ΕΠÍΓΡΑΦΕ

You tell me that I make no difference

At least I'm fuckin' trying

What the fuck have you done?

Minor Threat

RESUMO

O trabalho procurou realizar uma investigação sobre o hiato de rendimentos público-privado por meio da Decomposição de Oaxaca-Blinder, Regressão Quantílica e Decomposição Quantílica de Melly. Ao contrário da maioria dos trabalhos existentes sobre o tema, o estudo ampliou o foco de pesquisa, procurando investigar tanto o período de 2004 a 2013, como apresentar recortes regionais para verificar a presença de heterogeneidade espacial. Os resultados encontrados mostraram que há um diferencial em favor dos trabalhadores do setor público ao longo de todo o período e em todas as regiões do país. Do hiato total, cerca de três quartos são devidos a atributos produtivos e o restante deve-se à diferença setorial entre os grupos. Na análise regional, observou-se que as regiões Norte e Nordeste apresentam tanto a maior desigualdade quanto o maior prêmio salarial. Por outro lado, a região Sudeste apresentou a menor desigualdade e menor prêmio. Finalmente, durante o período 2004-2013, o hiato de rendimentos apresentou relativa estabilidade, com redução nos quantis inferiores e o crescimento nos superiores.

Palavras-chave: *Decomposição de Oaxaca-Blinder; Regressão Quantílica; Decomposição Quantílica; Hiato de Rendimentos.*

ABSTRACT

The study sought to conduct an investigation into the gap of public-private income through the decomposition of Oaxaca-Blinder, Quantile Regression and Melly's Quantile Decomposition. Unlike most existing studies on the subject, the study has expanded the focus of research, seeking to investigate both the period 2004-2013 and present regional sections for the presence of spatial heterogeneity. The results showed that there is a differential in favor of public sector workers throughout the period and in all regions of the country. The total gap, about three quarters are due to productive attributes and the rest is due to sectoral differences between the groups. In the analysis, it was observed that the North and Northeast regions have both greater inequality as the biggest wage premium. On the other hand, the Southeast had the lowest inequality and lower premium. Finally, during the period 2004-2013, yields the gap presented on stability, with a reduction in the lower quantiles, and the upper growth.

Keywords: *Oaxaca-Blinder Decomposition; Quantile Regression; Quantile Decomposition; Income gap.*

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS	viii
LISTA DE FIGURAS	ix
1 INTRODUÇÃO	10
2 REFERENCIAL TEÓRICO	14
2.1 Teoria Neoclássica de Determinação de Salários	14
2.2 Teoria do Capital Humano	15
2.3 Teoria do Salário-Eficiência	16
2.4 Teoria do Mercado Segmentado	18
2.5 Revisão Empírica Internacional sobre o Hiato Público-Privado	22
2.6 Revisão Empírica Nacional sobre o Hiato Público-Privado	24
3 BASE DE DADOS	31
3.1 Estatísticas Descritivas	33
4 METODOLOGIA	41
4.1 Correção do Viés de Auto Seleção	41
4.2 O Modelo Básico	45
4.3 Decomposição de Oaxaca	46
4.4 Regressão Quantílica	47
4.5 Decomposição Quantílica de Melly (2006)	49
5 RESULTADOS	53
5.1 Correção do Viés de Seletividade	53
5.2 Resultados da Regressão MQO	54
5.3 Resultados da Decomposição de Oaxaca	56
5.4 Resultados da Regressão Quantílica	61
5.5 Resultados da Decomposição Quantílica	65
6 CONCLUSÕES	72
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	77

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Descrição das Variáveis Utilizadas	31
Tabela 2: Estatísticas Descritivas - Brasil, 2013	33
Tabela 3: Estimação do Probit Heterocedástico: Brasil, 2013	54
Tabela 4: Resultados da Estimação MQO: Brasil, 2013	55
Tabela 5: Resultados da Decomposição de Oaxaca: Brasil, 2013	57
Tabela 6: Resultados da Decomposição de Oaxaca: por região, 2013	59
Tabela 7: Resultados da Decomposição de Oaxaca: Brasil, 2004 a 2013 .	60
Tabela 8: Resultados da Regressão Quantílica, Brasil 2013	61
Tabela 9: Resultados da Regressão Quantílica, por região 2013	62
Tabela 10: Resultados da Regressão Quantílica, Brasil 2004 a 2013	63
Tabela 11: Resultados da Decomposição Quantílica: Brasil, 2013	66
Tabela 12: Resultados da Decomposição Quantílica: por região, 2013	68
Tabela 13: Resultados da Decomposição Quantílica por ano, Brasil	70

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Composição da Mão-de-Obra por Idade, Brasil 2013	34
Gráfico 2: Composição da Mão-de-Obra por Experiência, Brasil 2013	35
Gráfico 3: Composição da Mão-de-Obra por Escolaridade, Brasil 2013 ...	36
Gráfico 4: Composição da Mão-de-Obra por Cor, Brasil 2013	36
Gráfico 5: Composição da Mão-de-Obra por Gênero, Brasil 2013.....	37
Gráfico 6: Idade que Começou a Trabalhar, Brasil 2013	38
Gráfico 7: Anos de Estudo, Brasil 2013	38
Gráfico 8: Funcionários do Setor Público por Região, 2004 a 2013	39

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Densidade de Probabilidade do Log Salário-Hora	40
Figura 2: Hiato Público-Privado por Quantil e Região, 2013	63
Figura 3: Variação do Hiato Público-Privado por Quantil, Brasil 2004 e 2013	64
Figura 4: Hiato Público-Privado por Quantil, Brasil 2004, 2008 e 2013	65
Figura 5: Resultados da Decomposição Quantílica, Brasil 2013	67
Figura 6: Decomposição Quantílica do Hiato Público-Privado	69
Figura 7: Decomposição Quantílica, Brasil 2004 a 2013.....	71

1 INTRODUÇÃO

Na maior parte do mundo os funcionários do setor público são melhor remunerados do que os trabalhadores do setor privado, e esta situação não é diferente no Brasil. Embora sejam em geral, mais velhos e com maior nível de escolaridade, a literatura afirma que existe um “prêmio” intrínseco aos trabalhadores da administração pública que não pode ser explicado unicamente por suas características produtivas. No Brasil, há fortes indícios de segmentação do mercado de trabalho que poderiam explicar o hiato de rendimentos entre os setores público e privado.

Por um lado, a estrutura da mão-de-obra do setor público caracteriza-se por ser mais inflexível do que o setor privado dada a prerrogativa da estabilidade de seus empregos. Além de possuir, em média, salários elevados em relação ao setor público, há benefícios como a aposentadoria integral, de modo que os gastos que o Estado incorre com sua força de trabalho são muito difícil de serem reduzidos no curto prazo. Some-se a isso o fato de que, por estarem muito próximos dos tomadores de decisão, a maioria das classes de trabalhadores públicos possuem sindicatos muito fortes.

O setor privado, por sua vez, possui uma estrutura de força de trabalho caracterizada pela alta rotatividade e com grande parte de seus trabalhadores com aposentadoria limitada ao teto da Previdência Social. Outra característica é que este setor é muito mais vulnerável à volatilidade macroeconômica. São poucas as classes que possuem sindicatos com grande poder de barganha.

Os dois grupos são muito heterogêneos, principalmente ao se levar em conta a diversidade de atividades que estão presentes no Estado e que não há correspondentes do setor privado, e vice-versa. Por isso, o presente trabalho não procura fazer um juízo de valor sobre o que é justo ou não no que diz respeito aos rendimentos dos trabalhadores. Apenas procura mensurar o diferencial salarial, enfatizando as diferenças causadas pelos atributos produtivos dos trabalhadores e as respostas a esses atributos.

Entender o comportamento desse diferencial é relevante, pois evidencia a capacidade do próprio Estado em gerar mais desigualdades econômicas e

sociais, além de aumentar o debate sobre a eficiência dos serviços prestados pelo Estado, uma vez que parcela considerável das despesas correntes das administrações municipal, estadual e federal é direcionada para o pagamento de salários dos funcionários da administração pública.

Dessa maneira, o presente estudo se propõe, através do uso de técnicas de decomposição, mensurar o hiato de rendimentos público-privado, de modo a responder alguns questionamentos que naturalmente surgem. Em relação à magnitude do diferencial, a questão que se faz presente relaciona-se à sua composição. Assim, o estudo procura mensurar qual a parcela do hiato total que se relaciona aos atributos produtivos dos empregados (aqui representadas pela educação e experiência) e qual a parcela que se refere a diferenças setoriais e que possivelmente estariam relacionadas a um “prêmio” intrínseco a algum dos setores.

Para isso, primeiramente será estabelecido um modelo básico que será utilizado na construção das equações de seleção e rendimentos. Em seguida, a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) será estimada. A razão para tal, é analisar se o modelo é apropriado, se as variáveis explicativas são significativas e se os sinais dos coeficientes são condizentes com a teoria. Outra razão é verificar a necessidade da utilização da Correção de Heckman, um procedimento que visa o corrigir uma possível não-aleatoriedade da amostra, o que poderia fazer com que os coeficientes estimados tornassem inconsistentes.

A próxima etapa é a decomposição pelo método de Oaxaca-Blinder. Através deste método, é possível analisar qual a parte do hiato entre os grupos investigados se deve a diferentes características dos indivíduos e qual se deve ao diferencial de resposta às características, que indica qual magnitude do prêmio salarial que os funcionários de determinado setor recebem em função de sua condição.

Em seguida, serão estimados os coeficientes para diferentes pontos da distribuição por meio da regressão quantílica, com vistas a lidar de maneira mais adequada com o problema da heterogeneidade amostral. Dessa forma, a pesquisa objetiva trazer um retrato mais abrangente da distribuição, uma vez que o método de MQO especifica apenas uma função para a média condicional.

Por fim, a decomposição quantílica será estimada com base no método de Melly (2006). Essa técnica permite inferir sobre o diferencial de rendimentos eliminando as limitações da regressão pela média de MQO. Esta técnica é uma extensão do método de decomposição de Oaxaca para a análise quantílica e permite um exame detalhado sobre as discrepâncias entre ambos os grupos para quantis escolhidos da distribuição.

A estimação para os resultados em nível nacional será complementada pela investigação regional. Existem razões para se acreditar que a desigualdade salarial entre os dois grupos não é um fenômeno de comportamento uniforme entre as cinco regiões do país. Dessa forma, será útil identificar onde estão as maiores desigualdades regionais.

Também será investigado o comportamento do diferencial salarial ao longo do período 2004 e 2013. Este período conheceu um crescimento contínuo da renda, bem como uma redução significativa da desigualdade de renda e que, dessa forma, destaca-se como um período significativo da história recente e que merece ser investigado com maior atenção. Essa análise permite identificar se há um aumento ou uma redução da desigualdade nos últimos anos, o que pode trazer indícios de um comportamento perverso da atuação do Estado na condução de seus gastos.

Enquanto que a maioria dos estudos sobre o tema abordam a desigualdade de rendimentos por meio uma ou outra técnica de estimação, o estudo utilizará um variado instrumental econométrico que, somando-se ao fato de incorporar as dimensões espacial e temporal, trará uma contribuição importante à literatura retratando o problema de maneira muito mais ampla.

O trabalho está dividido da seguinte maneira: A segunda seção trará as principais correntes teóricas de determinação de salários, como a Teoria Neoclássica, a Teoria do Capital Humano, Salário Eficiência e a da Segmentação do Mercado. Esta seção também traz um breve resumo da literatura empírica nacional e internacional sobre o tema. A terceira seção apresentará a origem dos dados, as definições e os critérios utilizados para a composição do conjunto de características dos trabalhadores, essencial para a estimação do diferencial. Na quarta seção, será descrita a metodologia para alcançar os objetivos do

trabalho. Primeiramente o procedimento para a correção de viés de auto seleção de Heckman, posteriormente a Decomposição Oaxaca-Blinder, a Regressão Quantílica e por fim, a Decomposição Quantílica de Melly (2006). Na quinta seção os resultados serão apresentados e finalmente a sexta e última seção trará as principais conclusões obtidas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nesta seção serão apresentadas as principais discussões que permeiam o debate do diferencial de rendimentos, a começar pela Teoria Neoclássica de determinação dos salários e posteriormente, as teorias mais amplamente difundidas atualmente, a Teoria do Capital Humano, do Salário Eficiência e a Teoria do Mercado Segmentado.

2.1 Teoria Neoclássica de Determinação de Salários

A teoria marginalista defende que cada fator de produção é pago de acordo com a sua contribuição para o produto total, de modo que o mercado constitui um mecanismo que estabelece um meio para que haja a alocação dos recursos produtivos.

Na teoria neoclássica, o salário de equilíbrio é definido como o ponto de intersecção das curvas de oferta e demanda de mão-de-obra. O equilíbrio resultante orienta a alocação eficiente de trabalhadores e empresas. Em outras palavras, é a produtividade marginal do trabalho que determina o nível de salários, que em equilíbrio, é o mesmo para todos os trabalhadores e para todas as firmas.

No entanto, diferenças salariais estão presentes no mercado de trabalho, e várias tentativas foram feitas para explicar as razões para estas desigualdades. Adam Smith foi o primeiro a discutir a ideia de diferencial de salários. Para ele, a razão de sua existência, é que os salários variam positivamente, *ceteris paribus*, de acordo com a desutilidade do trabalho. Essa ideia foi mais tarde formalizada por Jevons, que demonstrou que um indivíduo está disposto a oferecer mais trabalho somente se o salário é mais elevado, pois o tempo de lazer fica mais escasso e, portanto, torna-se mais valioso para um indivíduo.

Adam Smith também apontou outra razão para a existência de diferentes salários: o capital humano. O custo da educação ou da formação de uma pessoa pode ser visto como um investimento na capacidade de ganhos futuros de um indivíduo, da mesma maneira um investimento em capital físico. Este

investimento, dessa forma, deve ser recuperado ao longo do tempo de vida do trabalhador. Assim, aqueles com educação ou formação geralmente ganham mais do que os que não possuem (TSALIKI, 2008).

De acordo com Lima (1980), mesmo a evidente presença de disparidades salariais não foi suficiente para que os economistas clássicos fossem além do entendimento de que esse fenômeno fosse causado por uma mão-de-obra de diferentes qualidades, e que a complexa determinação de salários fosse simplesmente reduzida a um encontro de duas curvas bem comportadas. O arcabouço teórico sobre a questão salarial só seria desenvolvido com o advento da teoria do capital humano nos anos 1960.

2.2 Teoria do Capital Humano

O diferencial de salários pode ser entendido à luz do fato que diferentes pessoas possuem diferentes quantidades de capital. Esse capital é fruto de investimento e de decisões racionais que envolvem a comparação de taxas de retorno e de juros como qualquer outro investimento. Este tipo de capital é o capital humano.

O capital humano pode ser definido como o conhecimento e habilidades possuídos pela força de trabalho que pode ser acumulado. O capital humano é, portanto, um estoque de ativos que se possui e que permite receber um fluxo de renda. O capital humano, é em grande parte, um produto da acumulação de educação, formação e experiência.

Embora a teoria do capital humano tenha desenvolvimentos anteriores, um maior esforço em sua elaboração foi realizado por Schultz e Becker na década de 1960, à luz da necessidade de teorias que buscassem crescimento econômico e melhor distribuição de renda (LIMA,1980).

A moderna teoria do capital humano é atribuída a Mincer (1974). Em sua formalização teórica, o salário depende de um conjunto de variáveis associado à educação e experiência do trabalhador. Por meio deste modelo, é possível estimar os retornos marginais do investimento em capital humano sobre o rendimento do trabalhador. O modelo proposto por Mincer ficou conhecido como equação de salários *minceriana*, e é representada como segue:

$$\ln w(sx) = \alpha_0 + \rho_0 s + \beta_0 x + \beta_1 x^2$$

Onde $\ln w(sx)$ representa o logaritmo do salário do trabalhador, α_0 é a remuneração obtida apenas com um nível de educação básica, x representa a experiência acumulada, s é a quantidade de anos de educação, ρ é a taxa de retorno (linear) da escolaridade formal e os valores de β representam as taxas de retorno da experiência. Deste modelo, observa-se que há uma relação positiva entre os ganhos observados e escolaridade e experiência, uma vez que os parâmetros são positivos. A experiência, contudo, é decrescente.

Tsaliki (2008) cita três características da equação de salários *minceriana* que a fizeram ser amplamente difundida na literatura:

- i. Sua forma funcional não é arbitrária, e a identidade é baseada no comportamento otimizador dos indivíduos, como observado no mercado de trabalho;
- ii. Pode incluir variáveis instrumentais para capturar uma variável binária para descrever algumas características como raça ou sexo;
- iii. Por meio de sua forma funcional, os coeficientes da equação de regressão possuem interpretações econômicas diretas.

Em função da variável dependente ser expressa em termos de logaritmo, os parâmetros das variáveis explicativas representam o impacto de uma variação unitária sobre a variação percentual do salário do trabalhador.

2.3 Teoria do Salário-Eficiência

A teoria do salário-eficiência define que o nível de esforço dos trabalhadores é uma função crescente dos salários. Um dos principais trabalhos sobre o tema é de Shapiro e Stiglitz (1984) que criaram um modelo para tentar explicar a presença de desemprego involuntário e rigidez de salários num contexto de informações assimétricas. De acordo com o modelo proposto por estes autores, as empresas escolhem pagar um salário acima do salário de equilíbrio por causa da presença de assimetria de informação e da impossibilidade de monitoramento perfeito do trabalho. Segundo Fernandes (2002) os modelos que possuem essa estrutura são conhecidos como modelos de *shirking*.

Ao estabelecer um contrato de trabalho, empregadores e trabalhadores acertam sobre o salário, mas também sobre a dedicação e o esforço que o trabalhador deve apresentar no trabalho.

O modelo de Shapiro e Stiglitz (1984) produziu considerações muito importantes à teoria, pois, partindo do pressuposto que as empresas oferecem salários acima do nível de equilíbrio, e considerando que os mercados são competitivos, haverá indivíduos dispostos a trabalhar por salários inferiores que não conseguirão colocação no mercado de trabalho, provocando o desemprego involuntário.

O Modelo de Reciprocidade (*Gift-Exchange Model*) de Akerlof (1982) também representa um importante papel na teoria da eficiência dos trabalhadores. A ideia principal deste modelo é que os empregadores podem pagar um salário acima do mínimo requerido para manter os empregados na empresa como uma espécie de presente, em troca do qual esperam uma retribuição em termos estímulo e lealdade.

O modelo de Akerlof (1982) procura explicar as percepções do tratamento justo, no relacionamento entre empregadores e empregados, de modo que a justiça é medida pela comparação entre recompensas e benefícios distribuídos a cada um dentro da empresa. Dessa maneira, um trabalhador irá considerar que há justiça caso perceba que a sua remuneração em relação ao seu esforço é equivalente às remunerações pagas aos outros trabalhadores. Caso contrário, o trabalhador iria se sentir preterido e insatisfeito, o que afetaria sua produtividade.

De modo geral, os modelos teóricos de salário-eficiência, partem do pressuposto de que as empresas têm informações imperfeitas sobre as qualificações dos seus empregados, e oferecem um salário maior aos trabalhadores mais produtivos, evitando que saiam da empresa. Outra razão está ligada ao fato de que as empresas não conseguem monitorar seus empregados e o pagamento de salários elevados motivariam os trabalhadores a zelarem pelos seus empregos, uma vez que o rendimento que este auferir talvez não seja facilmente encontrado em outro lugar.

Salários mais elevados também reduzem a disposição dos indivíduos a procurarem novos empregos, o que gera um aumento de produtividade, aliada a uma alta motivação. Um benefício adicional está relacionado com o baixo custo de reposição de mão-de-obra, no que diz respeito ao custo de recrutamento, encargos trabalhistas e treinamento de novos funcionários.

Neste cenário, é razoável supor que o fato do salário médio ser maior no setor público está relacionado com a política do salário eficiência. O processo de contratação do Estado é moroso, requer prazos longos desde a necessidade do trabalhador até sua efetiva contratação. Salários elevados supostamente fariam com que os servidores públicos sejam menos propensos à corrupção. A estabilidade também protege os servidores de estarem sujeitos a pressões políticas.

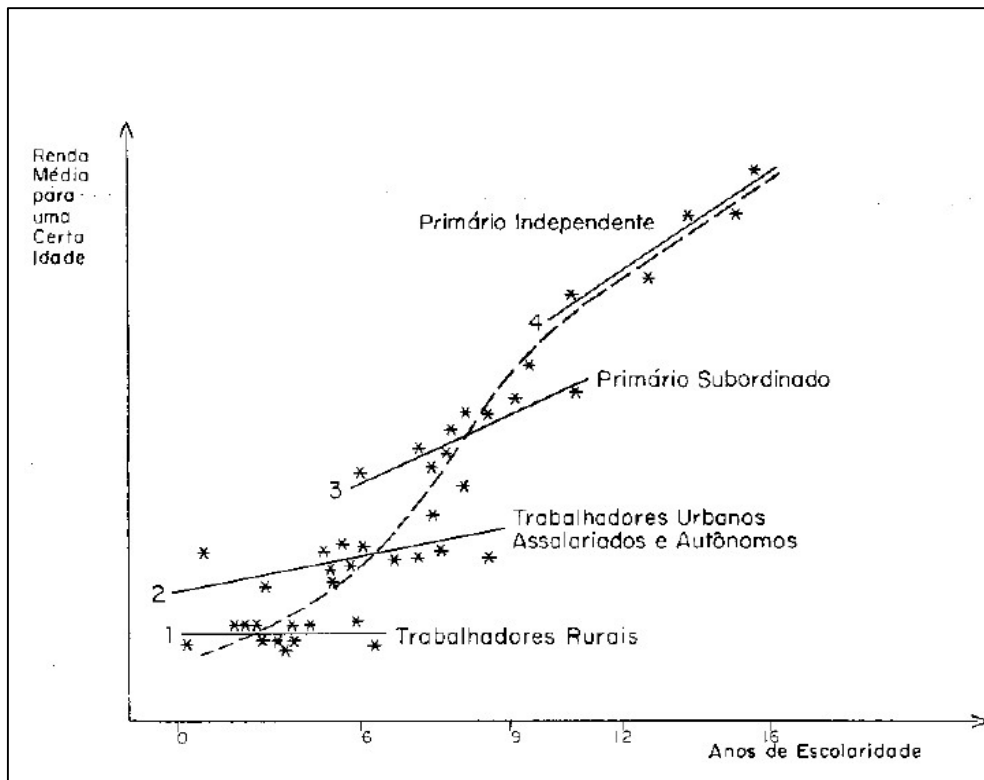
2.4 Teoria do Mercado Segmentado

Diferentemente da teoria do capital humano, a teoria do mercado segmentado não atribui um papel relevante à educação na determinação dos salários.

Segundo Dalberto (2014), a preocupação recai sobre a estrutura alocativa e o funcionamento do mercado de trabalho. A educação tem apenas uma importância secundária, ligada à alocação dos trabalhadores entre diferentes segmentos do mercado de trabalho, ou seja, diferenciais educacionais estão associados a “sinais” que influenciam a entrada em diferentes mercados.

Segundo essa teoria, o mercado de trabalho é fragmentado, e os rendimentos são influenciados diretamente por características institucionais e sociais; questiona-se também a existência de uma ligação direta entre o salário e os atributos produtivos do indivíduo, que é defendida pela abordagem do capital humano.

Figura 1: Teoria do Mercado Segmentado



Fonte: Lima (1980)

A Figura 1 exemplifica a utilização de uma hipotética estimação por mínimos quadrados (linha tracejada) dos rendimentos dos trabalhadores segundo sua idade para deixar clara distinção entre a Teoria do Capital Humano e a Teoria de Segmentação do Mercado. Segundo Lima (1980), a regressão não mostra que as observações provêm de uma estrutura segmentada. Ao analisar dois mercados distintos, o primário (linhas 3 e 4) e o secundário (1 e 2) não é possível dizer, inequivocamente, nas palavras do autor, que a renda cresce com a educação.

De acordo com Leontaridi (1998), fatores como a organização industrial, o mercado de produtos, as condições tecnológicas e os sistemas de regulação do mercado de trabalho possuem influência muito mais relevante sobre a estrutura dos empregos do que o comportamento maximizador do indivíduo.

Dalberto (2014) argumenta que a Teoria da Segmentação considera que o mercado de trabalho não é composto por um único mercado competitivo, mas sim por diferentes segmentos não-competitivos, entre os quais os retornos aos

atributos individuais diferem graças às barreiras institucionais que impedem que o conjunto da população se beneficie igualmente da educação e do treinamento.

A literatura aponta para diferentes causas que acabam por criar uma segmentação do mercado de trabalho.

Como Lima (1980) destaca:

“Os trabalhos publicados recentemente sobre a teoria do mercado dual (ou segmentado) de trabalho são tantos, e tão diversos os pontos de vista adotados, que talvez não seja apropriado referir-nos a uma teoria de mercado segmentado de trabalho: na verdade, os *approaches* teóricos utilizados por aqueles que defendem a existência de segmentação são bastante variados. Em geral, as diferenças de opinião derivam do fato de os autores enfatizarem distintas causas para o fenômeno da segmentação, dando destaque àquelas mais de acordo com suas convicções ideológicas e observações empíricas” (LIMA, 1980 p.233).

De maneira geral, o autor destaca que existem três grupos principais de autores, ou três correntes teóricas, que explicam as origens da dualidade do mercado.

A primeira, representada pelos trabalhos de Doeringer e Piore, que defendem que o “ajuste alocativo” é o principal causador do fenômeno. Firms com demanda estável não desejam mudar o nível de composição de sua mão-de-obra ótima e oferecem boas condições de trabalho e empresas com demanda instável oferecem empregos com qualidade inferior.

Os trabalhadores moldam seu comportamento e pensamento de acordo com o ambiente de trabalho. Se estes atuam em empregos com qualidade inferior, tendem a perder hábitos de regularidade e pontualidade. Dessa forma, as características negativas absorvidas que moldam os trabalhadores aumentam o hiato entre os “bons” e os “maus” empregados. Por fim, os empregados ficam limitados a vagas inferiores e seus herdeiros terão altíssima probabilidade de atuar nos segmentos inferiores. Segundo este grupo de autores, são as características pessoais dos trabalhadores que determinam o tipo de mercado que eles serão alocados.

O segundo grupo teórico segundo Lima (1980) enfatiza o comportamento da estrutura industrial e é representado pelos trabalhos de Bluestone, Harrison e Vietorisz. Para estes autores, a concentração capitalista produz um dualismo tecnológico, formando dois grandes núcleos na economia: um núcleo central “oligopolista” e outro periférico “competitivo”. O centro é caracterizado pela utilização intensiva de capital, alta produtividade e com a presença de sinais de monopolização. O setor periférico é intensivo em mão-de-obra e de baixa produtividade. O nível produtividade entre os setores, e não diretamente o diferencial educacional, é que causaria um distanciamento na remuneração dos empregados. O dualismo tecnológico, dessa forma, reforçaria a segmentação do mercado de trabalho.

A última linha de pensamento é formada por autores como Reich, Marglin, Gintis entre outros. Este grupo enfatiza a existência de uma dualidade social. Também é destacado o papel do sistema educacional para a manutenção da imobilidade ocupacional. Além disso, as forças políticas e econômicas capitalistas endogenamente dão origem a diferentes segmentos de mercado. Segundo esse grupo de autores, o processo histórico permitiu a certo grupo, o controle dos meios de produção, a taxa de acumulação do capital e a definição da taxa de participação de capital e trabalho no produto. Dessa forma, o modo capitalista criou uma dicotomia na estrutura industrial, que por sua vez, gerou diferenças substanciais na estrutura da mão-de-obra, dificultando sua mobilidade (LIMA, 1980).

É evidente que existe um dualismo entre os setores públicos e privado, de forma que a teoria da segmentação do mercado explicaria o porquê das disparidades salariais presentes no mercado de trabalho. A teoria do capital humano também permite concluir que elevados níveis de escolaridade afetam significativamente o rendimento dos servidores públicos.

Especial atenção deve ser dada à experiência dos trabalhadores do setor público. Uma vez que a experiência seja entendida como a quantidade anos no mesmo trabalho ou cargo, esta tem, muitas vezes, uma relação linear com o salário, de modo que muitas vezes, progressões ou promoções representadas por aumentos salariais são concedidos sem que o trabalhador tenha qualquer aumento no nível de escolaridade ou produtividade.

De maneira geral, é possível concluir que elementos da Teoria do Capital Humano, do Salário Eficiência e da Segmentação do Mercado não são necessariamente excludentes entre si, e é possível que algumas particularidades ocorram de forma simultânea. Como afirmam Arbache e De Negri (2004), “não há como classificar as teorias de diferencial de salários por ordem de importância, já que uma teoria pode ser mais adequada que outra para explicar fenômenos de mercados de trabalho específicos”.

2.5 Revisão Empírica Internacional sobre o Hiato Público-Privado

Uma grande proporção da força de trabalho em todo o mundo é empregada no setor público. De acordo com dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), o setor público oferece 30% de todos os postos de trabalho na Noruega e na Dinamarca, 24,8% na França e 14% nos Estados Unidos. Gregory e Borland (1999) apresentam uma compilação de dados da participação de funcionários do setor público na força de trabalho para 22 países entre 1975 e 1995. O destaque é que apenas dois países apresentaram uma redução nesta participação e apenas o Japão tem um percentual inferior a 10% de sua mão-de-obra empregada na administração pública.

Dada a importância desses números, estudos sobre a remuneração destes empregados, uma vez comparados com os do setor privado, são comuns, principalmente entre os países desenvolvidos. De maneira geral, a revisão da literatura internacional mostra que os estudos indicam uma vantagem para os trabalhadores do setor público. A diversidade das técnicas utilizadas na decomposição impede, contudo, uma comparação direta entre países. Essas diferenças surgem, principalmente, na medição da parcela das diferenças estruturais (setoriais). Os critérios utilizados na correção do viés amostral também se mostram um elemento fundamental nas discrepâncias dos resultados.

Os primeiros trabalhos que investigaram a presença de um diferencial de rendimentos entre os setores público e privado são de Smith (1976, 1977), por meio do uso de dados dos censos demográficos dos Estados Unidos de 1960

e 1970. As principais conclusões da pesquisa foram que os rendimentos do setor público eram superiores aos do setor privado e que o tamanho do prêmio salarial foi maior para o governo federal do que estados e municípios. Os resultados também indicaram que o prêmio foi maior para as mulheres do que homens. Por fim, concluiu-se que o hiato de rendimentos permaneceu relativamente estável durante a década.

Panizza e Quiang (2005) utiliza uma ampla base de dados para investigar 13 países da América Latina entre os anos de 1980 e 1998. A comparação entre os setores indica um pequeno prêmio para funcionários públicos homens e um prêmio considerável para as mulheres menos qualificadas do setor público. Contudo, na média, mulheres recebem cerca de 30% a menos do que homens com o mesmo nível de qualificação. O autor defende que essa diferença é explicada pela falta de acesso ao setor formal de trabalho.

Melly (2005a) estudou o hiato entre os setores público e privado da Alemanha com dados de 2003 e aparentemente há uma vantagem para o setor privado, embora isso ocorra quando os dados são tratados sem correção de viés. Para a mesma amostra, a correção do viés mostra uma inversão de papéis. É o setor público que passa a ter um diferencial em relação ao setor privado.

Por meio de regressões quantílicas, Lucifora e Meurs (2004) realizaram uma investigação para a França, Grã-Bretanha e Itália, sem correção de viés. A conclusão é que o gênero feminino do setor público é o melhor remunerado, e que os trabalhadores pouco qualificados recebem salários mais elevados no setor público, embora no setor privado o prêmio seja maior para trabalhadores mais qualificados. A análise por quantis da distribuição mostra que o prêmio em favor do setor público é positivo e há uma grande variedade nos três países estudados.

Trabalhos mais recentes também caminham nesta mesma direção. Giordano *et al.* (2011) investigaram as diferenças salariais público-privada em alguns países da zona do euro. Os resultados também apontam para um diferencial de remuneração condicional em favor do setor público, que é geralmente mais elevada para as mulheres e para os trabalhadores da parte inferior da distribuição de renda. As maiores discrepâncias estão presentes na

Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha, embora a existência de um prêmio salarial esteja presente em todos os países investigados.

De Castro *et al.* (2013) estudaram o tamanho da diferença salarial entre os setores público e privado dentro países da União Europeia para os anos de 2006 e 2010. Na média, as maiores médias de rendimento são apropriadas por trabalhadores mais velhos e menores níveis educacionais. Maiores níveis educacionais estão associados a prêmios negativos. Ao contrário da maioria dos estudos sobre o tema, estes autores não encontraram evidências de um prêmio salarial positivo para mulheres.

Navarro e Selman (2014) investigam o Chile no período 2002 a 2009 através de dados em painel e correção de viés. A investigação concluiu que o rendimento-hora dos trabalhadores do setor público era cerca de 31% a 41% maior. O autor estudo tirou vantagem da estrutura de painel dos dados e controlou fatores observáveis e não observáveis invariantes no tempo que determinam a auto seleção de trabalhadores entre setores. Os resultados mostram que o diferencial de salários entre trabalhadores desaparece quando esses fatores são controlados.

Gimpelson *et al.* (2015) realizaram uma investigação na Rússia com dados de 2000 a 2014. Ao contrário da maioria dos países da Europa, trabalhadores menos qualificados detêm um prêmio inferior aos mais qualificados. A crise de 2008 e práticas intervencionistas do governo permitiram um estreitamento das diferenças de rendimentos.

2.6 Revisão Empírica Nacional sobre o Hiato Público-Privado

A grande parte dos trabalhos empíricos realizados no Brasil sobre o diferencial de rendimentos público-privado, aponta para uma vantagem para os trabalhadores do setor público.

O primeiro trabalho realizado no Brasil que tratou de estimar o diferencial público-privado foi Macedo (1985). O autor, utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 1981, limitou sua pesquisa a 10 “pares de

empresas”, ou seja, uma comparação entre empresas privadas e públicas de um mesmo setor e de tamanho aproximado.

Vivendo num contexto de alta inflação e de controles de gastos menos rígidos que os atuais, Macedo (1985) atribui ao “considerável poder de discricão” que as empresas estatais têm para determinar a remuneração dos seus empregados como uma provável fonte de alimentadora da desigualdade de rendimentos. O autor ainda ressalta que, àquela época, a falta de estudos sobre o assunto deveu-se, em parte, à disponibilidade de dados, vez que o período vivido pela ditadura, foi caracterizado pela dificuldade ao acesso de informações das empresas estatais.

Partindo de um marco teórico neoclássico, Macedo (1985) atribui a determinação de salários às forças de oferta e demanda, e pelo fato de uma empresa estatal ter uma característica diferente de demanda, o salário ofertado por ela é maior, e a questão que se coloca, é isolar a parcela do diferencial que se atribui a essa particularidade. Comparando empresas de ambos setores de tamanho e natureza econômica semelhantes, o autor procurou eliminar qualquer elemento que pudesse influenciar o nível de remunerações.

Os resultados encontrados pelo autor sugerem que o hiato beneficia os trabalhadores das empresas estatais e que a maior parte se deve às características produtivas desses indivíduos. Há, contudo, uma grande heterogeneidade entre as empresas estudadas. A diferença salarial bruta varia de 10% a 65% na maioria, mas chega a mais de 200% em duas empresas da amostra, sempre em favor das estatais. No entanto, não é possível explicar a diferença de rendimentos unicamente nos atributos produtivos. O diferencial ainda persiste mesmo quando excluída a parcela atribuída às características dos trabalhadores.

Saldanha *et al.* (1988) realizaram um estudo que procurou primeiramente estimar o hiato salarial e depois o diferencial bruto, incluindo benefícios não-monetários como gratificação tal como horas-extra, quinquênios, e outros bônus por produtividade. No primeiro caso, a diferença é de 52% e incluindo os benefícios, a diferença passa para 85%. O estudo também enfatizou

que no setor público há a presença de uma heterogeneidade muito maior do que no setor privado, tanto em termos de salário quanto benefícios.

Foguel *et al.* (2000) procuraram estender o estudo de Macedo (1985) usando uma metodologia similar, adaptando-a aos dados da PNAD de 1995. Além de corroborar a evidência de um diferencial em favor do setor público, os autores também atribuem grande parte do hiato às características produtivas dos trabalhadores. A escolaridade corresponde a cerca de 70% da desigualdade salarial. A investigação também buscou analisar o comportamento do hiato entre os estados e as seis maiores regiões metropolitanas do Brasil e Distrito Federal. Também foi estudado o comportamento do fenômeno nas três esferas de governo: federal, estadual e municipal. As conclusões obtidas são que a desigualdade de rendimentos é maior no Distrito Federal do que nos estados mais pobres da região Nordeste. Em relação às regiões metropolitanas, a do Distrito Federal possui a maior discrepância, a região metropolitana de São Paulo possui, contrariamente às outras, um diferencial favorável ao setor privado. Os autores enfatizam que isso não está relacionado a um setor público com ganhos inferiores, mas a um setor privado economicamente dinâmico que permite melhores oportunidades e salários mais elevados. Quanto às esferas de governo, funcionários públicos federais (incluindo militares) e estaduais têm um hiato positivo em relação aos trabalhadores privados; os municipais, negativo.

No trabalho de Belluzzo *et al.* (2005) ressaltam que os estudos sobre o hiato público-privado focam a média da distribuição de salários, por meio de comparação de médias amostrais ou através da estimação de modelos de regressão linear, normalmente com a inclusão de variáveis binárias. O problema, segundo os autores, é que esses modelos fazem com que o diferencial seja o mesmo para todos os indivíduos com as mesmas características observáveis. Para lidar com tal problema, Belluzzo *et al.* (2005) fizeram uso de regressões quantílicas, sendo uns dos primeiros autores a investigar o hiato público-privado por meio deste método. Por meio dos dados da PNAD de 2001, e abrangendo tanto trabalhadores formais quanto informais entre o setor privado, o trabalho também encontra um diferencial em favor do setor público, com heterogeneidade entre regiões e esferas de atuação do governo. Contudo, esse hiato não é constante ao longo da distribuição. Os resultados encontrados indicam que a

desigualdade de rendimentos varia entre os quantis tanto entre as esferas de governo quanto entre as regiões. A vantagem do setor público diminui nos quantis superiores da distribuição. Nas esferas municipal e estadual, esse padrão é revertido, com o setor privado possuindo vantagem sobre o setor público. Em relação aos servidores públicos federais, a desigualdade permanece em todos os quantis.

Bender e Fernandes (2006) investigaram o período 1992 – 2004 e numa análise por meio das contas nacionais, verificaram que o dispêndio com o funcionalismo público não aumentou no período investigado. Houve uma redução tanto no emprego quanto na massa salarial no período, provavelmente relacionado aos programas de privatização federal e estadual. Também concluíram que o diferencial educacional entre trabalhadores privados e do setor público diminuiu. Entretanto, houve um aumento da desigualdade de rendimentos, principalmente nos governos federal e estadual. Ou seja, há evidências de um aumento no prêmio salarial não-explicado pelas características produtivas que, em 2004, chegou a um terço do diferencial total de rendimentos.

Vaz e Hoffmann (2007) fizeram uso da decomposição de Oaxaca para o período compreendido entre 1992 e 2005, e a conclusão mais importante obtida é que houve um crescimento do diferencial, e que a parte não-explicada representou um papel muito importante para esse aumento. Em 1992, os funcionários do setor privado recebiam, em média, 20% a menos que os servidores públicos. Em 2005 essa diferença aumentou para 36%. Os autores atribuem que parte dessa desigualdade se deve à heterogeneidade entre estas duas categorias de trabalhadores no tocante às suas características produtivas, pois em geral, a mão-de-obra do mercado é mais nova e menos qualificada. Por fim, o estudo dos coeficientes das regressões estimadas aponta que funcionários públicos convertem mais facilmente educação em rendimento.

De maneira resumida, o Quadro 1 apresenta uma breve revisão dos trabalhos que procuraram mensurar o hiato de rendimentos no Brasil e no Mundo:

Quadro 1: Resumo da Revisão Empírica Nacional e Internacional

Internacional			
Autores	País	Método	Conclusões
Panizza e Qiang (2005)	13 países da América Latina	Estimação 2SLS	Setor público detém prêmio salarial positivo na maioria dos países; Mulheres possuem prêmio maior que homens; Discriminação por gênero maior no setor privado do que no setor público.
Melly (2005a)	Alemanha	Regressão quantílica com variáveis instrumentais	Sem correção de viés de seleção: diferencial favorável ao setor privado; Com correção de viés de seleção: diferencial favorável ao setor público; Diferencial salarial público-privado: decrescente com a qualificação do trabalhador.
Lucifora e Meurs (2004)	Grã-Bretanha e Itália	Regressão quantílica	Diferencial salarial público-privado é sensível à escolha dos quantis da distribuição de salários. Maiores salários para trabalhadores menos qualificados do setor público. Maior prêmio para mulheres.
Giordano <i>et al.</i> (2011)	Diversos países da zona do Euro	Análise de regressão	Diferencial de remuneração condicional em favor do setor público, geralmente mais elevada para as mulheres e para os trabalhadores da parte inferior da distribuição de renda; maiores discrepâncias na Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Espanha.
De Castro <i>et al.</i> (2013)	União Europeia	Análise de regressão e Decomposição de Oaxaca (1973)	Maiores médias de rendimento são apropriadas por trabalhadores mais velhos e menores níveis educacionais; Trabalhadores com maiores níveis educacionais têm prêmio negativo.
Navarro e Selman (2014)	Chile	Dados em painel	Rendimento-hora dos trabalhadores do setor público cerca de 31% a 41% maior.
Gimpelson <i>et al.</i> (2015)	Rússia	Regressão quantílica	Trabalhadores menos qualificados detêm um prêmio inferior aos mais qualificados; Crise de 2008 reduziu a desigualdade entre o setor público e privado.
Nacional			
Autores	Base de dados	Método	Conclusões
Macedo (1985)	RAIS	Análise de regressão e Decomposição de Oaxaca (1973)	Trabalhadores com características semelhantes são melhor remunerados em empresas estatais; A diferença varia dependendo da empresa estudada.
Saldanha <i>et al.</i> (1988)	RAIS	Análise descritiva	Prêmio salarial de 52% para os trabalhadores do setor público sem considerar benefícios não-monetários e 85% quando considerados.

Foguel <i>et al.</i> (2000)	PNAD	Análise de regressão com exercícios contrafactuais	Diferencial 150% maior na esfera Federal, 79% na estadual e 28% na municipal; Regiões muito pobres e muito ricas têm um hiato maior; Diferenças nas características dos trabalhadores explicam a maior parte da diferença salarial entre os dois setores, e a educação é o fator mais determinante.
Beluzzo <i>et al.</i> (2000)	PNAD	Regressão quantílica	Prêmios maiores ao setor público em quantis inferiores da distribuição; Em quantis superiores, o prêmio é revertido, favorecendo o setor privado; Regiões Norte e Nordeste possuem os maiores prêmios salariais.
Bender e Fernandes (2006)	PNAD	Análise de regressão	Aumento do hiato público-privado e redução nas diferenças de atributos produtivos, o que implica um aumento do prêmio salarial; Redução da mão-de-obra no setor público entre 1992 e 2004.
Vaz e Hoffman (2007)	PNAD	Análise de regressão e Decomposição de Oaxaca (1973)	Aumento do hiato público-privado entre 1992/2005: em 1992 era de 20% e 36% em 2005.
Braga (2008)	PNAD	Análise de regressão e Decomposição de Oaxaca (1973). Usou também modelo de Valor Presente do Contrato de Trabalho.	Diferencial salarial público-privado significativo, inclusive com rendimentos pelo modelo de valor presente.
Araújo (2011)	PNAD	Análise de regressão, Regressão quantílica e Decomposição quantílica de Melly (2006). Usou também modelo de Valor Presente do Contrato de Trabalho.	Prêmio positivo crescente em todos os pontos da distribuição em favor do setor público; Decomposição quantílica: hiato crescente em todos os pontos da distribuição.

Fonte: Elaboração própria com base em Holanda (2009)

Da revisão empírica observada, é importante destacar os pontos em comuns, de modo a sintetizar as características do hiato público-privado no Brasil:

- i. Existe um diferencial de rendimentos em favor dos funcionários públicos;
- ii. As características observáveis produtivas compõem a maior parte desse hiato, mas a parcela não-explicada representa significativa participação;
- iii. As características produtivas tiveram uma redução na sua participação ao longo do tempo, e a parte não-explicada um aumento;
- iv. Há heterogeneidade espacial do diferencial;
- v. Há heterogeneidade ao longo da distribuição de rendimentos.

Por outro lado, a revisão empírica internacional aponta que no setor público o prêmio salarial é maior para as mulheres e para trabalhadores com menos escolaridade. O setor privado, por sua vez, apresenta um prêmio positivo para homens e indivíduos mais bem qualificados. Embora a quantidade de estudos com base em esferas de governo seja pouco significativa, há evidências que o prêmio salarial seja maior na federal. As evidências apontam, inclusive, que na estadual e local o prêmio seja até mesmo negativo como pode ser visto em Belman e Heywood (1990) e Krueger (1988).

3 BASE DE DADOS

Os dados utilizados no trabalho foram obtidos através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio – PNAD para os anos de 2004 a 2013, com exceção do ano de 2010 que, por ser um ano censitário, a pesquisa não foi realizada.

Para a composição dos grupos estudados, os setores público e privado serão estabelecidos de acordo com o setor em que os indivíduos trabalhavam na semana de referência da PNAD, representada pela variável v9032. O rendimento que representa a variável dependente dos modelos usados na pesquisa, refere-se ao logaritmo do salário por hora do trabalho principal. Os valores dos rendimentos de todos os anos foram reajustados par valores de 2013. Por se tratar de um *outlier* espacial, optou-se por excluir da amostra os trabalhadores do Distrito Federal.

Um dos objetivos do trabalho é calcular a parcela do diferencial total de rendimentos que não é explicado pelos atributos produtivos do trabalhador, ou é explicada pelas diferenças setoriais. Em trabalhos que lidam com discriminação de gênero ou raça, tal parcela é conhecida, dentre outras formas, como “componente de discriminação”. Em se tratando de dois segmentos distintos do mercado de trabalho, o termo “prêmio” é mais apropriado.

Para a composição do modelo básico, a Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis utilizadas:

Tabela 1: Descrição das Variáveis Utilizadas	
Equação de rendimentos	
Variável	Descrição
<i>age</i>	Idade
<i>exp</i>	Quantidade de anos no trabalho principal
<i>age2</i>	Idade ao quadrado
<i>pp</i>	Variável binária indicando 1, se funcionário público, 0 caso contrário
<i>cor</i>	Variável binária indicando 1, se de raça branca, 0 caso contrário
<i>sex</i>	Variável binária indicando 1, se é do sexo masculino, 0 caso contrário
<i>escol2</i>	Variável binária indicando 1, se possui ensino médio completo, 0 caso tenha só ensino fundamental incompleto, completo ou superior completo

<i>escol3</i>	Variável binária indicando 1, se possui ensino superior, 0 caso possua somente fundamental incompleto, completo; médio incompleto, completo ou superior incompleto
<i>regSUD</i>	Variável binária indicando 1, se mora na região Sudeste, 0 caso contrário
<i>regSUL</i>	Variável binária indicando 1, se mora na região Sul, 0 caso contrário
<i>regCO</i>	Variável binária indicando 1, se mora na Centro-Oeste, 0 caso contrário
<i>regNOR</i>	Variável binária indicando 1, se mora na região Norte, 0 caso contrário

Equação de seleção

<i>idade_trab</i>	Idade que começou a trabalhar
<i>anos_estudo</i>	Quantidade de anos de estudo

Fonte: PNAD 2013

Este conjunto de variáveis busca representar um modelo *minceriano* de rendimentos que podem ser explicados pela idade, educação e experiência na equação de rendimentos.

Ressalta-se que a variável que representa a experiência do trabalhador não é de natureza “*minceriana*”. A variável experiência definida por Mincer corresponde à idade do trabalhador menos os anos de escolaridade menos seis. Segundo Barbosa (2012), esta medida incorpora a hipótese de que todos os trabalhadores iniciam a vida escolar aos seis anos de idade e nenhum tempo é gasto fora da força de trabalho ou da escola, além da hipótese de depreciação, o que também inclui sua forma quadrática. Contudo, a estimação com a inclusão dessa variável poderia trazer o problema da multicolinearidade ao modelo proposto neste estudo e dessa forma, optou-se por incluir uma *proxy para a* experiência, dada pela quantidade de anos no mesmo trabalho. Essa medida é especialmente válida no caso dos trabalhadores do setor público que, uma vez que o tempo de serviço é premiado, acredita-se ser mais preponderante na determinação dos rendimentos totais.

De forma a complementar a investigação com os objetivos propostos, foi inserida uma variável binária para cada região do país, buscando evidenciar uma heterogeneidade regional do hiato de rendimentos.

Por fim, as variáveis *idade_trab* e *anos_estudo* representam fatores que influenciam a probabilidade de que um indivíduo escolha trabalhar no setor

público. Serão utilizadas na equação de seleção e estimadas por um probit heterocedástico para corrigir o efeito da não-aleatoriedade da amostra, conforme detalhado na metodologia.

3.1 Estatísticas Descritivas

A Tabela 2 resume as estatísticas descritivas para o ano de 2013. Um olhar preliminar é útil para analisar a composição e o comportamento das principais variáveis que explicam o rendimento dos trabalhadores ao longo do tempo.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas - Brasil, 2013						
Variável	Geral		Setor Público		Setor Privado	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Log Salário-hora	2,031	0,804	2,457	0,858	1,912	8,740
Idade	35,359	12,108	40,139	11,765	34,031	11,865
Experiência	5,595	7,494	10,207	9,823	4,314	6,115
Idade ²	1.396,893	943,162	1.749,589	974,945	1.298,889	910,195
Cor	0,468	0,499	0,480	0,500	0,465	0,499
Sexo	0,582	0,493	0,422	0,494	0,626	0,484
Primário	0,372	0,483	0,166	0,372	0,429	0,495
Médio	0,449	0,497	0,426	0,494	0,456	0,498
Superior	0,179	0,383	0,408	0,492	0,115	0,319
Sudeste	0,342	0,474	0,276	0,447	0,361	0,480
Sul	0,192	0,394	0,158	0,365	0,201	0,401
Centro-Oeste	0,085	0,279	0,088	0,283	0,084	0,278
Norte	0,134	0,341	0,196	0,397	0,117	0,321
Nordeste	0,246	0,431	0,281	0,450	0,237	0,425
Idade que começou a trabalhar	16,028	4,030	16,809	4,590	15,811	3,833
Anos de estudo	11,065	3,771	12,991	3,448	10,529	3,681
Observações	96.133		20.904 (21,7%)		75.229 (78,3)	

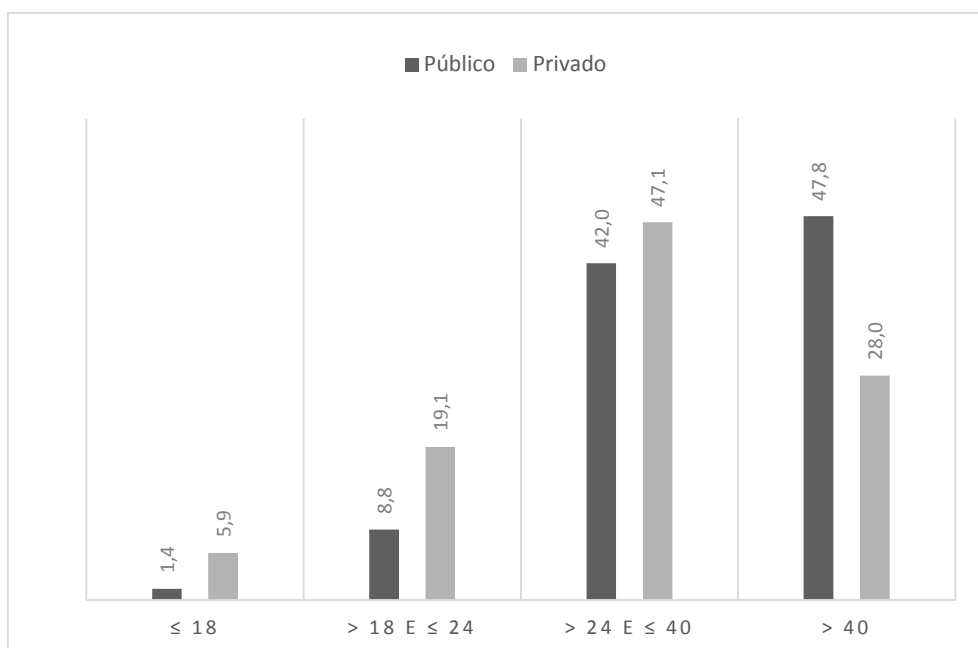
Fonte: PNAD 2013

Da amostra selecionada para o estudo, a maior parte dos trabalhadores atua na iniciativa privada (78,3% contra 21,7%), como pode ser observado na média da variável “Região”. Deve-se lembrar que algumas classes de trabalhadores como empregados domésticos, empregadores e por conta própria não fazem parte da amostra, de modo que o aparente elevado percentual de

trabalhadores do setor público não pode ser interpretado como a participação deste sobre a mão-de-obra total.

Como pode ser observado, existem claras diferenças na composição da mão-de-obra dos dois setores, o que dá sinais da presença de características comuns à segmentação do mercado.

Gráfico 1: Composição da Mão-de-Obra por Idade, Brasil 2013

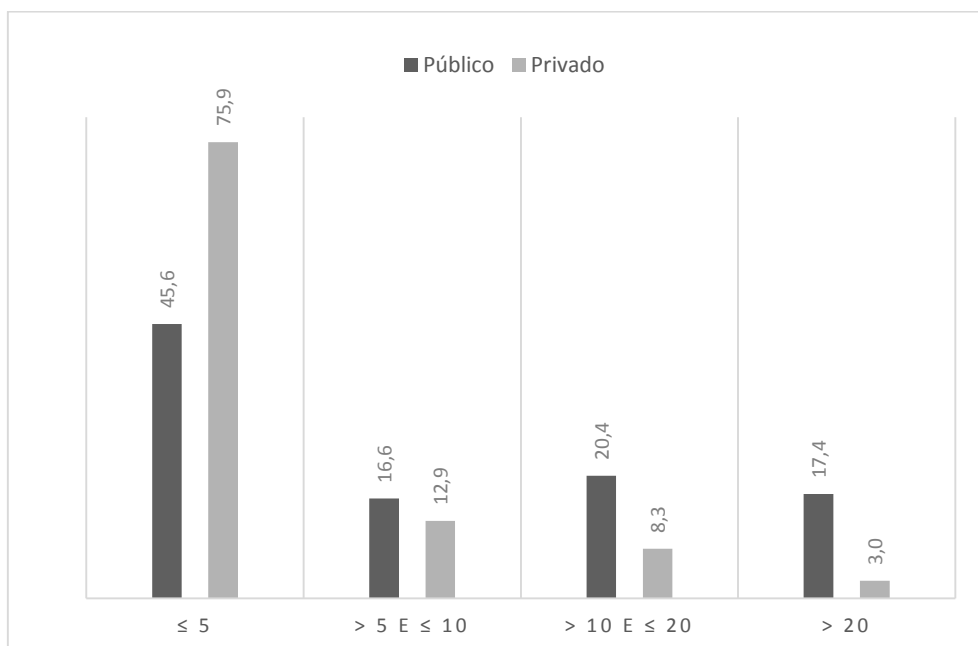


Fonte: PNAD 2013

Do Gráfico 1, percebe-se que a maioria dos trabalhadores do setor público (47,8%) estão na faixa de idade com mais de 40 anos, enquanto que na iniciativa privada, a maior representatividade está na faixa de 24 a 40 anos. A média de idade dos servidores públicos em 2013 era de 40,14 anos, contra 34,03.

Outra variável importante de acordo da Teoria do Capital Humano refere-se à experiência, neste trabalho representada pela *proxy* “número de anos no trabalho principal”.

Gráfico 2: Composição da Mão-de-Obra por Experiência, Brasil 2013

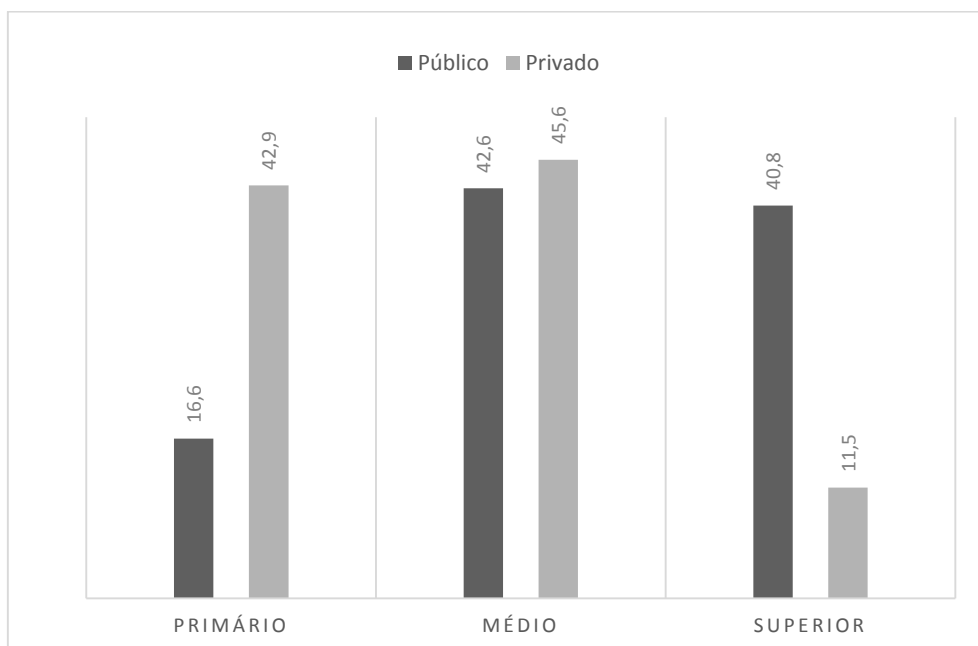


Fonte: PNAD 2013

A prerrogativa da estabilidade que têm os servidores públicos pode explicar a acentuada diferença entre os grupos no que diz respeito à experiência: 75,9% dos empregados da iniciativa privada atua há cinco anos ou menos no mesmo trabalho ao passo que apenas 45,6% possui a mesma quantidade de tempo entre os do setor público. Enquanto este grupo possui uma uniformidade de experiência, apenas 3% da mão-de-obra privada possui mais de 20 anos na mesma função. Dessa forma, fica claro o diferencial de experiência: a média é muito maior para funcionários da administração pública: 10,2 anos contra 4,3.

O Gráfico 3 evidencia outra discrepância, o nível de escolaridade. Esta variável mostra a maior escolaridade completa alcançada por um trabalhador. Com base nos números exibidos, cerca de 41% dos funcionários públicos têm nível superior. Por outro lado, apenas 11,5% dos funcionários privados possuem tal nível de escolaridade. A faixa dos empregados privados mais representativa é a que possui apenas o nível médio completo: 45,6%.

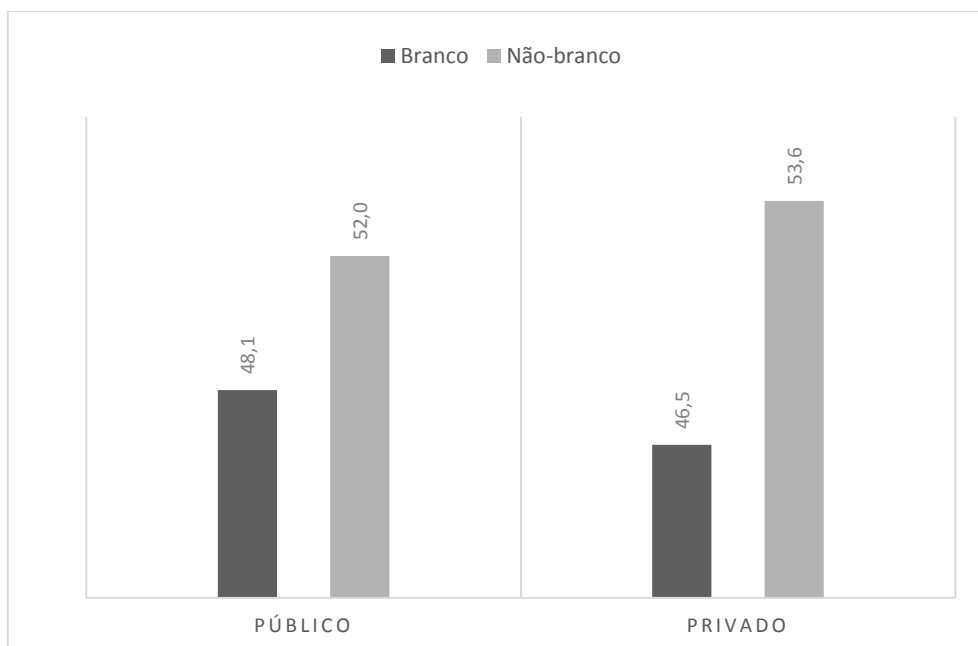
Gráfico 3: Composição da Mão-de-Obra por Escolaridade, Brasil 2013



Fonte: PNAD 2013

Fatores ligados à discriminação racial e gênero são comuns no mercado de trabalho. Existe uma ampla literatura que lida principalmente com este tema. O Gráfico 4 mostra que a proporção de pessoas que se julgam “brancas” é maior no setor público, 48,1% contra 46,5%. Por convenção, foram excluídos os trabalhadores que se consideram “indígenas” da amostra.

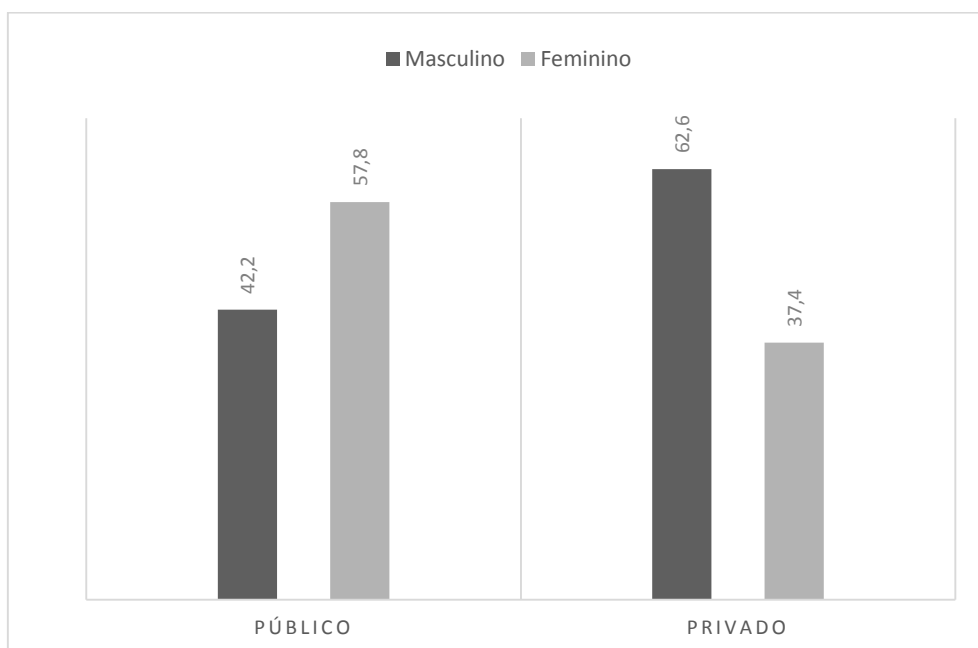
Gráfico 4: Composição da Mão-de-Obra por Cor, Brasil 2013



Fonte: PNAD 2013

Também há um consenso na literatura que homens, independentemente de suas habilidades, recebem mais do que mulheres. No que diz respeito ao gênero dos trabalhadores, um fenômeno interessante é mostrado pelo Gráfico 5:

Gráfico 5: Composição da Mão-de-Obra por Gênero, Brasil 2013

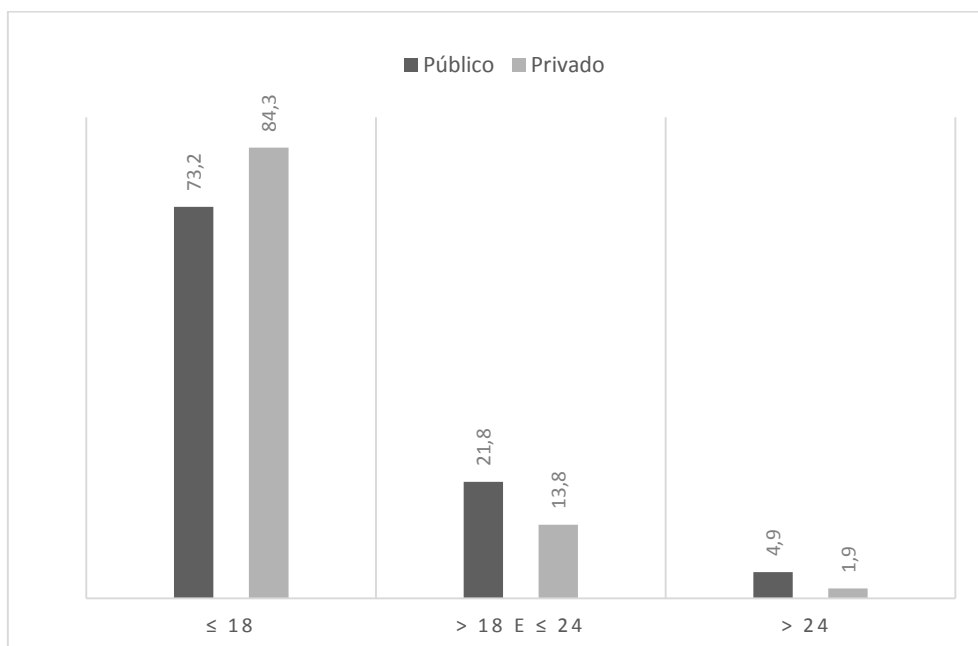


Fonte: PNAD 2013

As mulheres são maioria entre os que atuam no setor público: representam 57,8% dos trabalhadores, enquanto que entre os trabalhadores privados ocorre o inverso: são os homens que representam 62,6% de todos os empregados.

Outras duas variáveis devem ser analisadas; são as que compõem a equação de seleção. Conforme será demonstrando adiante, busca-se inferir sobre a probabilidade de um trabalhador se auto selecionar para trabalhar em um dos grupos pesquisados. São variáveis que afetam a probabilidade de o indivíduo “optar” por trabalhar no setor público, mas que não se relacionam diretamente com o rendimento presente. Para tal, optou-se pelo uso das variáveis “anos de estudo” e idade que começou a trabalhar”. As razões teóricas para a adoção dessas variáveis serão detalhadas na seção metodológica. Mas supõe-se que quanto mais o indivíduo estuda e quanto mais tarde começou a trabalhar, maior será a probabilidade de vir a se tornar um funcionário público.

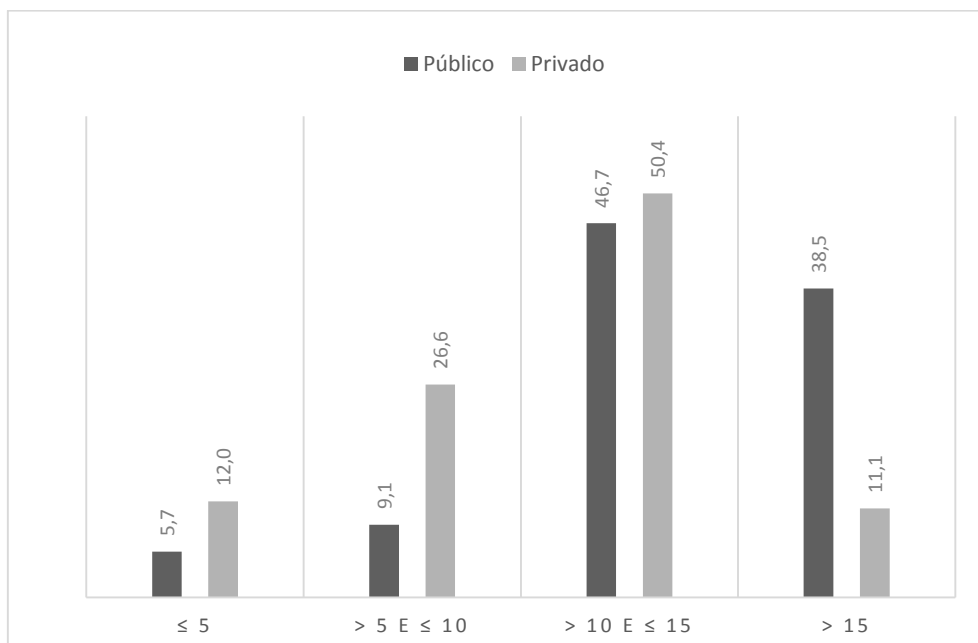
Gráfico 6: Idade que Começou a Trabalhar, Brasil 2013



Fonte: PNAD 2013

De fato, como pode ser visto no Gráfico 6, servidores públicos começaram a trabalhar, em média, mais tarde do que os funcionários do setor privado.

Gráfico 7: Anos de Estudo, Brasil 2013

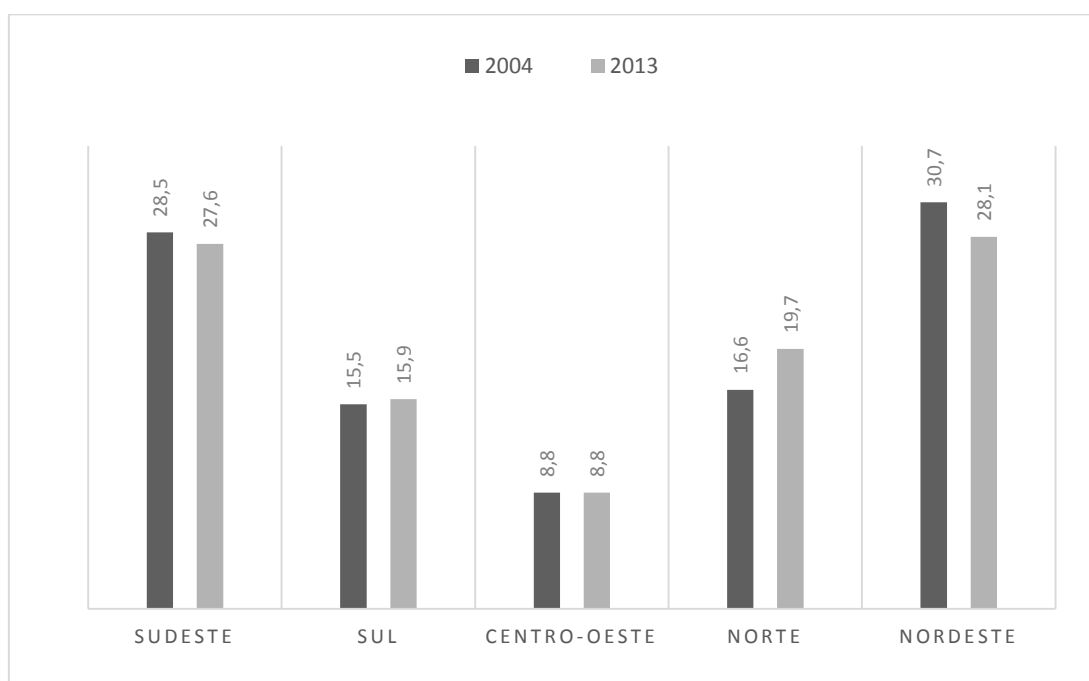


Fonte: PNAD 2013

No Gráfico 7 também pode-se perceber que possuem mais anos de estudo. Essas duas variáveis serão utilizadas na estimação do modelo probit e uma vez significativas, serão incorporadas à equação de rendimentos para a correção da não-aleatoriedade da amostra, de modo a evitar que as estimativas sejam viesadas e inconsistentes.

Por fim, ressalta-se que o trabalho não se limita a medir o hiato público-privado para a média nacional. Em vez disso, será analisado sua dimensão tanto regionalmente quanto temporalmente, no período de 2004 a 2013 e por isso, o Gráfico 8 mostra o percentual de trabalhadores que atuam no setor público em relação aos da iniciativa privada:

Gráfico 8: Funcionários do Setor Público por Região, 2004 a 2013



Fonte: PNAD 2004 e 2013

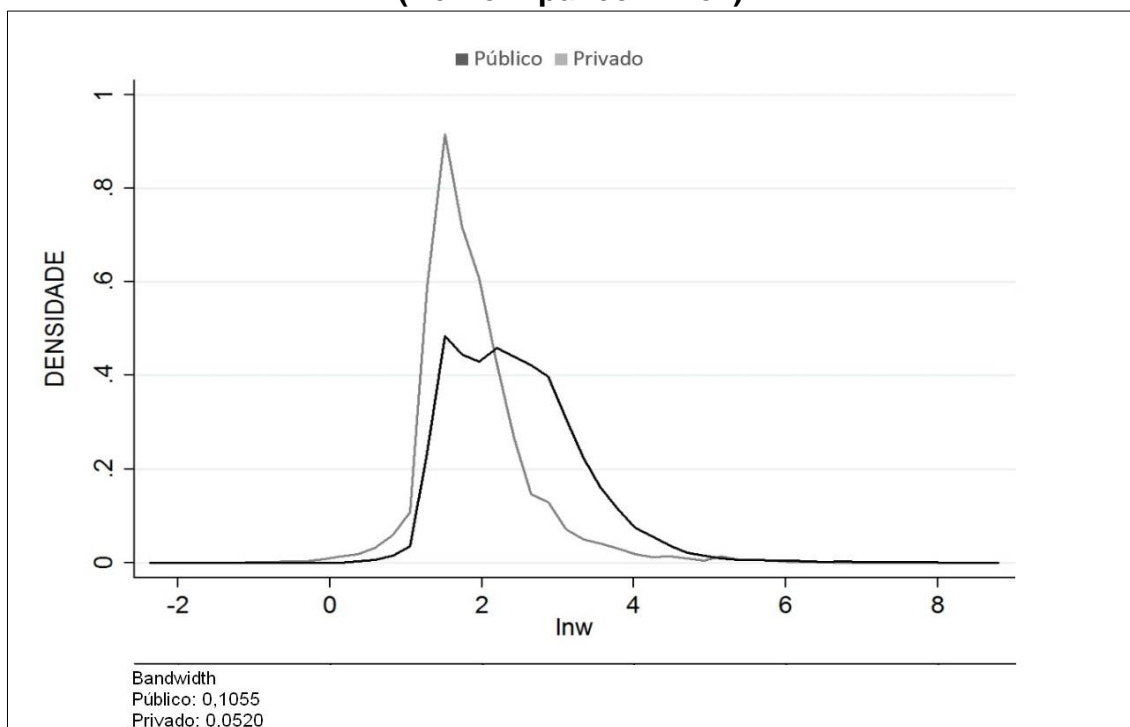
Percebe-se que as regiões Nordeste e Sudeste são as que possuem uma proporção maior de empregados na administração pública. A região Centro-Oeste possui a menor proporção, mas isso se deve ao fato de que foram retirados da amostra os dados referentes ao Distrito Federal. Por ter um elevado impacto nos resultados, preferiu-se adotar a convenção de eliminar esse *outlier* da investigação.

De maneira geral, pode-se perceber uma clara vantagem para os funcionários públicos sob a ótica da Teoria do Capital Humano: São em média

mais velhos (40,13 anos contra 34,03), mais experientes (10,2 anos contra 4,3) e possuem maior nível de escolaridade (40,8% concluíram o ensino superior, contra apenas 11,5%). Contudo, é em sua maioria, formado por mulheres (cerca de 57,8%), ao contrário do setor privado.

Quanto às variáveis escolhidas para a equação de seleção, os servidores públicos têm mais anos de estudo (13 contra 10,5) e começaram a trabalhar mais tarde (16,8 anos contra 15,8). A composição dos setores sugere um rendimento superior dos trabalhadores do setor público. De fato, o rendimento dos trabalhadores do setor público é superior aos que trabalham no setor privado. A Figura 1 mostra a densidade de probabilidade do salário hora e mostra que o rendimento deste setor é melhor distribuído do que o setor privado:

Figura 1: Densidade de Probabilidade do Log Salário-Hora (Kernel Epanechnikov)



Fonte: PNAD 2013

De acordo com os dados da PNAD, o rendimento médio por hora de um trabalhador do setor privado em valores de 2013 foi de R\$ 6,77 e dos servidores públicos, R\$ 11,67. Contudo, a questão que se coloca é entender até que ponto o rendimento mais elevado dos funcionários públicos é devido unicamente às suas habilidades ou se outras características não observáveis representam parcela significativa deste diferencial.

4 METODOLOGIA

A equação de rendimentos a ser estimada em todos os modelos tem por variável dependente o logaritmo do salário-hora. Os regressores serão representados por uma matriz de covariáveis que buscam captar as habilidades e variáveis demográficas que evidenciam diferenciais não-explicados ou possivelmente ligados à discriminação, como cor, sexo e região onde o trabalhador atua.

Esta seção procura apresentar de maneira formalizada todas as técnicas que serão utilizadas para que os objetivos do estudo sejam alcançados. Primeiramente, será apresentado o método de correção de viés de auto seleção de Heckman. Em seguida, os modelos que comporão a equação de seleção e de rendimentos a ser estimado por MQO serão expostos, seguido pelo método de decomposição de Oaxaca-Blinder. Por fim, será apresentada a estimação quantílica e decomposição de Melly (2006).

4.1 Correção do Viés de Auto Seleção

Uma questão importante relacionada a estudos que lidam com o diferencial de rendimentos do trabalho diz respeito à seletividade, que consiste no fato de que algumas características não-observáveis dos trabalhadores os induzem a escolher um dos setores para trabalhar. Devido à presença destes atributos, não é possível afirmar que o diferencial de rendimentos seja devido unicamente ao investimento em capital humano. Nesse caso, a amostra não é aleatória e as estimativas podem estar viesadas (CARVALHO *et al.*, 2006).

Dessa forma, é necessário adotar alguma técnica de correção. Neste trabalho será utilizado o modelo de Heckman (1979) em dois estágios. O estimador de Heckman incorpora uma variável nas equações salariais que corrige o viés decorrente de uma participação não-aleatória em um dos setores. Este método permite o controle do modelo de regressão para as chamadas características não-observáveis, e se o impacto dessas características sobre os rendimentos ocorre de forma positiva ou negativa.

Primeiramente, utilizando-se o modelo *minceriano* de rendimentos:

$$\ln w_i = X_i\beta + I_i\delta + u_i \quad (1)$$

Em que o logaritmo do salário hora é representado por $\ln w_i$; X_i é um vetor de características relacionadas à produtividade ou discriminação do trabalhador que influenciam seus rendimentos; I_i é uma variável binária que assume valor 1 quando o indivíduo é funcionário público e 0 caso contrário. Por fim, u_i é o termo de erro.

Na presença de características não-observáveis que os induzem a tomar a decisão de entrar ou não no setor privado, considera-se a variável latente I^* dada por:

$$I^* = Z_i\gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

Sendo que Z_i representa um conjunto de variáveis que afetam a probabilidade do indivíduo escolher trabalhar no setor público. Se $I^* > 0$, então $I^* = 1$; se $I^* \leq 0$, então $I^* = 0$. A partir disto, o primeiro estágio da correção de Heckman consiste na estimação de uma equação de participação estimada pelo probit:

$$\Pr(I = 1|Z) = \Pr(I^* > 0) = \Pr(Z_i\gamma + \varepsilon_i > 0) = \Pr(\varepsilon_i > -Z_i\gamma)$$

É importante destacar que a correção de Heckman (1979) exige que para identificar o modelo de participação é necessária ao menos uma variável que afete a probabilidade de inserção no setor público, mas que não afete diretamente o rendimento. Portanto, esta variável deve estar inclusa em Z_i mas não em X_i . Neste trabalho optou-se pela utilização de duas dessas variáveis.

A primeira é a quantidade de anos de estudo. Supõe-se que uma maior quantidade de instrução faça com que o indivíduo tenha a percepção da existência da possibilidade de ser um servidor público, haja vista que pessoas com baixo nível de instrução não saibam como ingressar ou não tenham conhecimento das vantagens relacionadas a trabalhar neste setor.

A segunda variável refere-se à idade que a pessoa começou a trabalhar. A suposição inerente ao uso desta medida é que pessoas que começam a trabalhar muito cedo normalmente acabam por não ter tempo para se dedicar aos estudos ou não dão continuidade à vida acadêmica até atingir certo patamar

mínimo de escolaridade que seja suficiente para ser aceita no mercado de trabalho. Por outro lado, pessoas que se dão ao luxo de trabalhar mais tarde, normalmente se dedicam mais aos estudos e, por hipótese, têm um leque maior de possibilidades e decidir onde querem trabalhar.

Após a inclusão dessas variáveis, $\ln w_i$ é observado quando $\varepsilon_i > -Z_i\gamma$. Supondo que u_i e ε_i sejam normalmente distribuídos e ρ a correlação, a esperança da equação de salários pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} E[\ln w_i | I^* > 0] &= E[\ln w_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma] = X_i\beta + I_i\delta + E[u_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma] \\ &= X_i\beta + I_i\delta + \rho\sigma_u\lambda_i(\alpha_\varepsilon) + v_i \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{Onde: } \alpha_\varepsilon = \frac{-Z_i\gamma}{\sigma_u} \text{ e } \lambda_i(\alpha_\varepsilon) = \frac{\phi(\frac{Z_i\gamma}{\sigma_\varepsilon})}{\Phi(\frac{Z_i\gamma}{\sigma_\varepsilon})}. \quad (4)$$

Por fim, as funções ϕ e Φ são as distribuições normal e acumulada normal com média 0 e variância 1.

Dessa forma:

$$E[\ln w_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma] + v_i = X_i\beta + I_i\delta + \gamma\lambda_i(\alpha_\varepsilon) + v_i \quad (5)$$

De acordo com Maciel e Oliveira (2011) a esperança dos erros presentes no modelo de regressão da equação poderia não ser zero, e sendo $\rho \neq 0$, as estimativas de e por mínimos quadrados ordinários seriam enviesadas devido à omissão da variável denominada por “inverso da razão de Mills (λ)”. O segundo estágio da correção de Heckman consiste da inclusão desta variável na estimação da equação de determinação de salários de rendimentos:

$$\ln w_i = X_i\beta + I_i\delta + \gamma\lambda_i + v_i \quad (6)$$

Assim, $\ln w_i$ é o logaritmo do salário-hora dos trabalhadores de ambos setores; X_i é o vetor de características ligadas à produtividade; I_i é a variável binária que é igual a 1 quando o trabalhador é empregado no setor público e 0 no setor privado e por fim, λ_i é o inverso da razão de Mills que corrige o viés de seletividade. Caso o coeficiente γ seja estatisticamente significativo, o problema da seletividade estará presente na amostra e passa a ser incluída em todas equações de rendimentos estimadas no trabalho.

Apesar de ser de fácil estimação, o problema reside no fato de que, por pressuposto, a decisão de optar por qualquer um dos setores seja igual em todos os quantis da distribuição. Contudo, há evidências que este não seja o comportamento observado na prática. Os trabalhadores das faixas salariais inferiores são mais propensos a escolher o setor público motivados tanto pelo salário mais elevado quanto à estabilidade que a carreira pública proporciona, enquanto que nas faixas mais elevadas de renda, os trabalhadores supostamente optem por sair do mercado de trabalho, podendo até mesmo optar por tomar a posição de empregadores. Segundo Guimarães *et al.* (2005) isso significaria que a preferência por trabalhar ou não no setor privado não é identicamente distribuída entre as observações, e que dessa forma, o processo estocástico que gera os resultados é heterogêneo.

De modo a contornar esse possível problema, o probit a ser utilizado no primeiro estágio para a composição da razão de Mills deve ser a versão heterocedástica, que consiste numa extensão do modelo probit no qual o resíduo da equação é parametrizado, e que seu efeito seja corretamente incorporado nas estimações subsequentes (GUIMARÃES *et al.*, 2005).

Enquanto que no probit convencional a variável dicotômica I^* mede a probabilidade de participação no setor público é obtida através de uma função não-linear das variáveis independentes Z_i e ϕ é a função de distribuição acumulada (cdf) de uma variável aleatória normal com média 0 e variância 1:

$$\Pr(I^*) = \phi(Z_i\beta) \quad (7)$$

De acordo com Harvey (1976), no probit heterocedástico, generaliza-se $\phi(.)$ para uma função de distribuição acumulada gaussiana com uma variância que não é mais fixa em 1, mas que varia condicionalmente às variáveis explicativas. Assim, a variância do erro σ_ε^2 em (4) pode ser representada por:

$$\sigma_\varepsilon^2 = [\exp(Z_i\gamma)]^2 \quad (8)$$

E a probabilidade de sucesso, ou de que o trabalhador escolha o setor público é dada por:

$$\Pr(I^* = 1) = \phi\left(\frac{X_i\beta}{\exp(Z_i\gamma)}\right) \quad (9)$$

A log-verossimilhança é dada por:

$$\ln L = \sum_{i \in S} w_i \ln \phi \left(\frac{X_i \beta}{\exp(Z_i \gamma)} \right) + \sum_{i \notin S} w_i \ln \left[1 - \phi \left(\frac{X_i \beta}{\exp(Z_i \gamma)} \right) \right] \quad (10)$$

Onde S é o conjunto de observações i dos trabalhadores que pertencem ao setor público e w_i é o peso amostral da observação. A maximização da log-verossimilhança permite identificar os parâmetros da equação de seleção.

Assim, o parâmetro relativo à razão de Mills do modelo probit heterocedástico que irá compor a regressão quantílica será da seguinte forma:

$$\lambda_i(Z_i \beta) = \frac{\phi \left(\frac{X_i \beta}{\exp(Z_i \gamma)} \right)}{\Phi \left(\frac{X_i \beta}{\exp(Z_i \gamma)} \right)} \quad (11)$$

Segundo Carvalho *et al.* (2006), se a estimativa de λ é positiva, isto sugere que o efeito do diferencial estimado sem a correção de Heckman seria viesado para cima. Alternativamente, se a estimativa de λ é negativa, isto sugeriria que o efeito seria viesado para baixo.

4.2 O Modelo Básico

O modelo básico será composto por um conjunto de variáveis que serão utilizadas em duas regressões: a equação de seleção, estimada por probit, e a equação de rendimentos a ser estimada por mínimo quadrados, conforme o procedimento da correção de Heckman em dois estágios.

A equação de seleção seguirá o modelo:

$$\Pr(pp = 1) = age + exp + age^2 + cor + sex + escol2 + escol3 + regSUD + regSUL + regCO + regNO + anos_estudo + idade_trab \quad (12)$$

Este probit procura estimar a probabilidade de um trabalhador optar por atuar no setor público. Por meio do método de Heckman, a correção do viés de auto seleção se dará por meio da estimação da inversa da razão de Mills, que será uma nova variável a ser inserida na equação de rendimentos:

$$\ln w = age + exp + age^2 + pp + cor + sex + escol2 + escol3 + regSUD + regSUL + regCO + regNO + \lambda(a_\varepsilon) \quad (13)$$

A função $\lambda(a_\varepsilon)$ é denominada razão inversa de Mills e representa a variável que, segundo Heckman (1979), é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral.

4.3 Decomposição de Oaxaca

O método de decomposição proposto Oaxaca (1973) e Blinder (1973) tem sido amplamente utilizado na literatura como uma ferramenta que visa principalmente investigar a discriminação entre grupos relacionados a diferenciais de raça, gênero, classes sociais ou até mesmo localização geográfica.

A simples utilização de MQO não permite dizer qual a parcela da diferença dos rendimentos se deve a características presentes entre os funcionários públicos que são melhor remuneradas (como um maior nível educacional, experiência acumulada ou até mesmo da própria idade) ou se a remuneração é maior simplesmente por que o setor público paga mais independentemente dos atributos dos trabalhadores.

Para se buscar esta resposta, o método de decomposição de Oaxaca fornece um meio de identificar diferenças de rendimento entre os grupos baseadas em três grupos: o efeito composição; efeito estrutura, e a interação.

No caso do estudo em curso, a “discriminação” pode ser interpretada como um “prêmio” ao funcionário que trabalha no setor público.

A técnica parte de um modelo *minceriano* matricial como o observado abaixo:

$$\ln w = X\beta + u \quad (14)$$

Em que $\ln w$ é o logaritmo natural do salário por hora; X é conjunto de variáveis explicativas relacionadas à produtividade do indivíduo como educação, experiência, idade dentre outras covariáveis; β é o vetor de parâmetros incluindo interceptos e u é o termo de erro que tem as características desejáveis.

Uma vez que as variáveis de controle foram estabelecidas, o diferencial entre os grupos pode ser calculado estimando o mesmo modelo para cada subgrupo:

$$\ln w^{pub} = X^{pub} \beta^{pub} + u^{pub} \quad (15)$$

$$\ln w^{priv} = X^{priv} \beta^{priv} + u^{priv} \quad (16)$$

Tomando a esperança de (15) e (16):

$$\ln w^{pub} = X^{pub} \beta^{pub} \quad (17)$$

$$\ln w^{priv} = X^{priv} \beta^{priv} \quad (18)$$

Dessa forma, a diferença entre os rendimentos médios é dado por:

$$\ln w^{pub} - \ln w^{priv} = X^{pub} \beta^{pub} - X^{priv} \beta^{priv} \quad (19)$$

Somando e subtraindo o termo $X^{priv} \beta^{pub}$ em (19):

$$\ln w^{pub} - \ln w^{priv} = X^{pub} \beta^{pub} - X^{priv} \beta^{priv} + X^{priv} \beta^{pub} - X^{priv} \beta^{pub} \quad (20)$$

$$\ln w^{pub} - \ln w^{priv} = \beta^{pub} (X^{pub} - X^{priv}) + X^{priv} (\beta^{priv} - \beta^{pub}) \quad (21)$$

Assim, o termo $\beta^{pub} (X^{pub} - X^{priv})$ representa a diferença nos rendimentos devida às características observáveis dos indivíduos, chamado de “efeito composição”, enquanto que $X^{priv} (\beta^{priv} - \beta^{pub})$ é o chamado “efeito estrutura”, decorrente da diferença na estrutura de rendimento entre os grupos investigados.

4.4 Regressão Quantílica

Enquanto que regressão linear estimada por MQO baseia-se na função média condicional, a regressão quantílica permite uma visão mais ampla entre a variável dependente e as variáveis explicativas, pois estima parâmetros para diversos pontos da distribuição.

Inicialmente proposta na literatura econômica por Koenker e de Bassett (1978), as principais vantagens da estimação por regressões quantílicas em relação ao MQO relaciona-se à possibilidade de caracterizar toda a distribuição condicional da variável dependente, em vez de simplesmente lidar com os valores médios. A diferença dos parâmetros estimados para cada quantil indica as diferentes respostas da variável dependente ao longo da distribuição.

Em função de ser uma função solucionada pelo problema de minimização da soma ponderada dos desvios absolutos, a regressão quantílica permite uma medida robusta de localização, de modo que os coeficientes estimados não sejam sensíveis a observações discrepantes (*outliers*) sobre a variável dependente.

Sendo uma abordagem semi-paramétrica, uma vantagem desta técnica é que não são necessárias quaisquer suposições sobre a distribuição dos erros da regressão. Dessa forma, as regressões quantílicas são úteis na presença de heterocedasticidade. Some-se a isso o fato de que mesmo que os erros são possuam distribuição normal, os estimadores da regressão são mais eficientes.

Em função do objeto de estudo do trabalho, que investiga o diferencial de rendimentos dos trabalhadores dos setores público e privado, é natural supor a existência de heterocedasticidade da distribuição, levando-se em conta a elevada desigualdade de renda do Brasil. Em função dessa particularidade, a estimação do diferencial por meio de regressões quantílicas torna-se uma escolha natural.

Conforme Koenker e Basset (1978), seja $y_i, (i = 1 \dots n)$, um conjunto de observações no presente trabalho representado pelo logaritmo do salário horário, condicionada por um conjunto de variáveis explicativas X que representam as características do indivíduo. Sendo o modelo geral definido por:

$$y_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (22)$$

Especificando o θ -ésimo quantil condicional, sendo $0 < \theta < 1$, tem-se que:

$$Quant_\theta(y_i | X_i) = X_i' \beta_\theta \quad (23)$$

Enquanto que o método de MQO resume-se a um problema de minimização dos quadrados dos erros, o estimador de regressão quantílica minimiza a soma dos desvios absolutos. Dessa forma, a equação de regressão quantílica é obtida a partir do problema de:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta_\theta| \right] = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (24)$$

Sendo que $\rho_\theta(\cdot)$ é uma função *check* definida como:

$$\rho_{\theta}(\cdot) = \begin{cases} \theta u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} \geq 0 \\ (\theta - 1)u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} < 0 \end{cases}$$

Da mesma maneira que na estimação por MQO, os coeficientes estimados medem a influência das variáveis exógenas sobre a variável dependente, desta vez condicionadas ao θ -ésimo quantil.

4.5 Decomposição Quantílica de Melly (2006)

De maneira geral, não há razão para exigir que a taxa de retorno ou a resposta do rendimento de um trabalhador em relação a um ano adicional de escolaridade ou experiência seja a mesma em todos os pontos da distribuição de tal forma que a regressão quantílica capta essas diferenças. Do mesmo modo, a decomposição quantílica é um meio utilizado para analisar o diferencial entre grupos quando não há razões para imaginar que ele seja igual a todos os pontos da distribuição.

Para isso, Melly (2006) propõe um procedimento para a decomposição de Oaxaca-Blinder em diferentes quantis da distribuição condicional. O método por ele sugerido possui o conceito de “Efeito Tratamento na Média”, e a decomposição pode ser estendida para se estimar a distribuição contrafactual utilizando o modelo de regressão quantílica.

De acordo com Melly (2006), é possível expressar o problema em termos do efeito de um determinado tratamento binário T sobre o produto Y , sendo $T_i = 1$ o grupo de tratamento e $T_i = 0$ o grupo de controle.

No presente trabalho, o tratamento binário refere-se aos setores de trabalho. Assim, o grupo de controle são os funcionários privados e o grupo de tratamento são os funcionários do setor público. O produto Y , refere-se ao rendimento auferido.

Para dar início à apresentação do modelo, deve-se utilizar o método de impacto do tratamento é estimar o efeito do tratamento médio (*average treatment effect*):

$$E[Y(1)] - E[Y(0)] \tag{25}$$

De tal forma que $Y(1)$ é o produto sob o efeito do tratamento, funcionários públicos, e $Y(0)$ é o produto sob o efeito do grupo de controle, funcionários privados. O efeito do tratamento médio no grupo tratado é:

$$E[Y(1)|T = 1] - E[Y(0)|T = 1] \quad (26)$$

Melly (2006) estende este conceito, considerando o efeito do tratamento quantílico:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta) \quad (27)$$

Que representa a diferença entre os resultados do grupo tratado e do grupo de controle que equivalem ao θ -ésimo quantil de suas respectivas distribuições acumuladas.

Ampliando esta abordagem, o efeito tratamento quantílico no grupo tratado é representado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta|T = 1) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T = 1) \quad (28)$$

Ou seja, é a diferença entre os resultados do grupo tratado, dado que ele recebeu o tratamento, e do grupo controle, se ele tivesse recebido o tratamento, para cada θ -ésimo quantil, de modo que o termo $F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T = 1)$ representa a distribuição contrafactual.

Para encontrar a diferença entre os dois grupos, é preciso obter quantis incondicionais para ser possível estimar a distribuição contrafactual, ou seja, a distribuição que seria observada caso o grupo controle tivesse sido tratado.

Melly (2006) propõe um procedimento em quatro passos para estimar os quantis contrafactuais que serão utilizados para decompor as diferenças na distribuição e estimar os efeitos de tratamento quantílico:

1. Obter a função de distribuição inversa condicional para cada quantil diretamente por meio da regressão quantílica $F_Y^{-1}(\theta|X)$.
2. Em seguida, utilizando o Teorema da Probabilidade Inversa, obtém-se a função de distribuição condicional $F_Y^{-1}(\theta|X) \rightarrow F_Y(y|X)$.

3. A partir desse resultado, integra-se a função distribuição condicional em relação às variáveis explicativas $F_Y(y|X) \rightarrow F_Y(y)$.

4. Inverte-se essa função e se obtém a função de distribuição inversa incondicional (ou marginal) $F_Y(y) \rightarrow F_Y^{-1}(\theta)$.

Contudo, a distribuição condicional pela simples inversão da função quantílica condicional (Passo 2), pode não ser possível pois esta função não é necessariamente monotônica e, portanto, não pode ser simplesmente invertida.

Utilizando algumas propriedades das funções de distribuições, o autor consegue encontrar um estimador para a função de distribuição incondicional.

Com a função de distribuição inversa incondicional encontrada, pode-se estimar o quantil contrafactual $\hat{q}_c(\theta, \hat{\beta}_{pub}, X_{priv})$, por meio do estimador:

$$\hat{q}_c(\theta) = \inf \left\{ q: \frac{1}{n_1} \sum_{i=T+1}^N \hat{F}_{Y(0)}(q|X_i) \geq \theta \right\} \quad (29)$$

Juntamente com as estimativas dos quantis do grupo tratado $\hat{q}_{pub}(\theta, \hat{\beta}_{pub}, X_{pub})$ e de controle $\hat{q}_{priv}(\theta, \hat{\beta}_{priv}, X_{priv})$, é possível proceder a decomposição. Ademais, Melly (2006) prova que \hat{q}_c , \hat{q}_{pub} e \hat{q}_{priv} são consistentes e normalmente distribuídos assintoticamente.

Sendo θ -ésimo quantil da distribuição que seria observado caso as unidades do grupo tratado não tivessem recebido tratamento, a decomposição do θ -ésimo quantil da distribuição é dada por:

$$\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta) = [\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] + [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta)] \quad (30)$$

O termo $\hat{q}_c(\theta)$ representa o rendimento contrafactual para θ -ésimo quantil que será utilizada na estimação do diferencial entre os grupo tratado e o controlado. Os $\hat{q}_{pub}(\theta)$ e $\hat{q}_{priv}(\theta)$ representam os rendimentos estimados dos trabalhadores públicos e privados respectivamente.

O termo $\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta)$ mostra a diferença bruta entre os setores no θ -ésimo quantil, $[\hat{q}_{pub}(\theta) - \hat{q}_c(\theta)]$ refere-se à diferença setorial (coeficientes) e por fim, $[\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_{priv}(\theta)]$ retorna a parte do hiato devida às características produtivas.

De maneira análoga, a função de decomposição de Melly (2006) pode ser representada por:

$$\ln \hat{w}_{pub}(\theta) - \ln \hat{w}_{priv}(\theta) = [\ln \hat{w}_{pub}(\theta) - \ln \hat{w}_c(\theta)] + [\ln \hat{w}_c(\theta) - \ln \hat{w}_{priv}(\theta)] \quad (31)$$

Melly (2006) prova que seu estimador é idêntico ao estimador de Machado e Mata (2005) se o número de simulações usado no procedimento tende ao infinito, além de usar de maneira mais eficiente a informação contida nos dados.

Todos as estimações foram feitas com o uso do *software* Stata 12.0.¹

¹ Para a decomposição quantílica de Melly (2006), foi utilizado o comando *rqdeco*.

5 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os principais resultados obtidos através dos métodos descritos na seção anterior. Os resultados completos, com os respectivos intervalos de confiança e p -valores poderão ser vistos no anexo.

Primeiramente, será apresentado o resultado da estimação da correção de viés conforme a técnica de Heckman (1979) para então ser controlado nos modelos seguintes. Com base nos dados da PNAD de 2013, os resultados estimados pelo método MQO serão apresentados, seguidos decomposição Oaxaca-Blinder que lida com os valores médios da distribuição. Após a exposição desses resultados, serão mostrados os resultados da regressão quantílica e a decomposição quantílica de Melly (2006), que estimam os coeficientes para diferentes pontos da distribuição.

Em cada subseção serão apresentados os resultados da distribuição completa, (dados dos Brasil no ano de 2013) e depois os dados obtidos da distribuição regionalizada, onde os resultados da heterogeneidade espacial serão analisados com maior detalhamento. Por fim, a análise do período 2004 a 2013.

Na apresentação dos resultados da estimação por MQO, todas as variáveis controladas serão analisadas, mostrando qual o efeito marginal de cada uma delas sobre o rendimento dos trabalhadores. Na divulgação dos resultados da regressão quantílica e decomposições, o foco será somente a evolução do comportamento do hiato público-privado nos âmbitos nacional, espacial e temporal.

5.1 Correção do Viés de Seletividade

O resultado da regressão probit heterocedástico referente ao primeiro estágio do procedimento de Heckman é mostrado na Tabela 3. Os valores estimados dos coeficientes não têm interpretação direta, apenas são os valores que maximizam a função de verossimilhança.

Tabela 3: Estimação do Probit Heterocedástico: Brasil, 2013

Variável	Coef	Desv Pad	z	P>z	[95% IC]	
age	0,0362	0,0035	10,2900	0,000	0,0293	0,043
exp	0,0554	0,0017	31,66	0,000	0,0520	0,059
age2	-0,0003	0,0000	-6,440	0,000	0,000	0,000
cor	-0,0803	0,0148	-5,42	0,000	-0,1093	-0,051
sex	-0,5148	0,0198	-26,06	0,000	-0,5535	-0,476
escol2	0,4872	0,0184	26,43	0,000	0,4511	0,523
escol3	1,3434	0,0354	37,91	0,000	1,2739	1,413
regSUD	-0,4547	0,0224	-20,34	0,000	-0,4985	-0,411
regSUL	-0,3836	0,0247	-15,55	0,000	-0,4319	-0,335
regCO	-0,0658	0,0260	-2,53	0,011	-0,1167	-0,015
regNOR	0,3241	0,0228	14,24	0,000	0,2795	0,369
constante	-2,3414	0,0912	-25,67	0,000	-2,5201	-2,163
anos_estudo	0,0207	0,0020	10,27	0,000	0,0168	0,025
idade_trab	0,0023	0,0014	1,66	0,096	-0,0004	0,005

Fonte: PNAD 2013

Todas as variáveis da equação de rendimentos são significativas a pelo menos 5%. Em relação às variáveis escolhidas para a equação de seleção, a que representa a quantidade de anos de estudo é significativo a 1%. A variável *idade_trab*, por sua vez, não é significativa a 5%, mas o é a 10%. Uma vez estimado o probit da equação de seleção, pode-se estimar a inversa da razão de Mills que corrige o viés de seleção amostral.

5.2 Resultados da Regressão MQO

A regressão por estimada por MQO visa analisar a adequação do modelo básico e a significância tanto das variáveis quanto da própria regressão. Visa também estimar e verificar se a inversa da razão de Mills (λ) é significativa estatisticamente, o que confirmaria a necessidade de algum controle para a participação e correção de um potencial problema de viés de auto seleção na escolha de um dos setores estudados.

O resultado para o modelo básico é apresentado na Tabela 4:

Tabela 4: Resultados da Estimação MQO: Brasil, 2013
Variável dependente: Logaritmo do salário-hora

Variável	Coef,	Desv, Pad,	t	P>t	[95% IC]	
age	0,0380	0,0015	25,75	0,000	0,0351	0,0409
exp	0,0205	0,0012	16,67	0,000	0,0181	0,0229
age2	-0,0004	0,0000	-24,45	0,000	-0,0004	-0,0003
pp	0,1508	0,0058	26,18	0,000	0,1395	0,1620
cor	0,0965	0,0048	20,03	0,000	0,0871	0,1059
sex	0,1925	0,0130	14,76	0,000	0,1669	0,2180
escol2	0,3646	0,0134	27,28	0,000	0,3384	0,3908
escol3	1,1615	0,0317	36,67	0,000	1,0994	1,2236
regSUD	0,2246	0,0121	18,53	0,000	0,2009	0,2484
regSUL	0,2304	0,0115	20,01	0,000	0,2079	0,2530
regCO	0,2268	0,0094	24,23	0,000	0,2084	0,2451
regNOR	0,2290	0,0119	19,31	0,000	0,2058	0,2523
lambda	0,1346	0,0302	4,46	0,000	0,0755	0,1937
constante	0,1307	0,0858	1,52	0,128	-0,0375	0,2990
<i>n</i>	93.072					
<i>F</i> (13, 93.058)	4.119,60					
Prob > <i>F</i>	0,0000					
<i>R</i> ²	0,3653					
<i>R</i> ² Ajustado	0,3652					

Fonte: PNAD 2013

Todas as variáveis são significativas a 1%, exceto a constante, e o elevado valor da estatística *F* indica que o modelo também é significativo. Os coeficientes atendem ao que a teoria defende: sinal positivo para *age* e *exp* e negativo para a variável *age2*, indicando que os rendimentos tendem a crescer com a idade do indivíduo até que começam a declinar. A variável *pp* representa o diferencial médio dos servidores públicos em relação aos privados.

Em se tratando de um modelo log-linear, os coeficientes representam a elasticidade de uma variável controlada em relação ao regressando. Assim, é possível verificar a magnitude de variação da variável dependente caso haja um aumento de 1% na variável controlada.

O que pode ser observado na Tabela 4 é que, de maneira geral, os trabalhadores do setor público recebem, *ceteris paribus*, 15% a mais do que o do setor privado.

A escolaridade apresenta um comportamento que deve ser destacado: enquanto os trabalhadores que possuem ensino médio completo recebem 36,4% sobre os que possuem somente o nível fundamental, os que possuem ensino superior recebem 116% a mais, uma discrepância considerável.

As variáveis que buscam captar a heterogeneidade espacial apontam que, em todas as regiões, o rendimento-hora é cerca de 20% superior à região de referência, Nordeste. Também é possível verificar que pessoas brancas, recebem perto de 10% a mais que não-brancas e homens tem um rendimento 20% maior que mulheres. Naturalmente, não é possível concluir com base nos valores mostrados que há a presença de algum tipo de fenômeno discriminatório. O maior rendimento de brancos em relação a não-brancos e de homens em relação às mulheres pode estar relacionado simplesmente à presença características produtivas melhor remuneradas.

A análise por meio da decomposição de rendimentos permite inferir o quanto desta variação se deve às características dos trabalhadores e também do retorno a estas características; caso o elemento setorial seja significativo, pode-se encontrar evidências da presença de um comportamento discriminatório.

5.3 Resultados da Decomposição de Oaxaca

A constatação da presença de diferenciais de rendimentos positivos para funcionários públicos, pessoas brancas e homens conforme observado no resultado das regressões por MQO não pode ser interpretada diretamente como discriminação ou algum prêmio por sua condição. A análise da regressão não atribui qual parte do diferencial se deve às características do indivíduo como a idade e educação. Para isso, é necessária uma técnica que busque particionar os rendimentos em função do retorno das variáveis controladas.

A decomposição Oaxaca-Blinder permite esta investigação. Para cada variável controlada, é medido o grau em que cada uma delas afeta o rendimento em três grupos: efeito composição, estrutura e a interação dos dois efeitos.

Os resultados estimados são apresentados na Tabela 5:

Tabela 5: Resultados da Decomposição de Oaxaca: Brasil, 2013					
Total					
Setor	Coef	Desv Pad	z	P>z	Rend./hora
Privado	1,912	0,003	690,84	0,000	R\$ 6,77
Público	2,457	0,006	407,77	0,000	R\$ 11,67
% Diferença					
Hiato Total	-0,545	0,007	-82,16	0,000	72,41%
Composição	-0,396	0,007	-55,06	0,000	52,7%
Estrutura	-0,170	0,007	-24,71	0,000	22,6%
Interação	0,022	0,007	2,93	0,003	-2,9%
Características					
age	-0,057	0,021	-2,76	0,006	14,43%
exp	-0,075	0,011	-7,02	0,000	18,97%
age2	0,030	0,017	1,78	0,074	-7,49%
cor1	-0,002	0,001	-3,66	0,000	0,48%
sex1	0,066	0,004	15,34	0,000	-16,68%
escol2	0,012	0,002	6,49	0,000	-2,95%
escol3	-0,304	0,015	-20,86	0,000	76,72%
regSUD	0,013	0,002	7,49	0,000	-3,39%
regSUL	0,008	0,001	7,88	0,000	-2,13%
regCO	0,000	0,000	-1,55	0,122	0,09%
regNOR	-0,011	0,001	-7,51	0,000	2,82%
lambda	-0,076	0,036	-2,1	0,036	19,15%
Coefficientes					
age	1,381	0,159	8,7	0,000	-812,28%
exp	0,129	0,029	4,52	0,000	-76,09%
age2	-0,641	0,073	-8,74	0,000	376,71%
cor1	-0,020	0,006	-3,35	0,001	11,71%
sex1	-0,085	0,012	-6,8	0,000	49,93%
escol2	-0,017	0,014	-1,24	0,216	9,88%
escol3	0,100	0,029	3,45	0,001	-59,00%
regSUD	0,005	0,008	0,69	0,493	-3,13%
regSUL	0,002	0,004	0,48	0,635	-1,20%
regCO	0,012	0,002	6,33	0,000	-7,06%
regNOR	0,019	0,005	4,09	0,000	-11,33%
lambda	0,423	0,083	5,09	0,000	-248,58%
constante	-1,480	0,205	-7,2	0,000	870,43%
Interação					

age	-0,211	0,024	-8,63	0,000	-966%
exp	-0,075	0,017	-4,51	0,000	-344%
age2	0,165	0,019	8,65	0,000	758%
cor1	0,001	0,000	2,53	0,011	3%
sex1	-0,042	0,006	-6,75	0,000	-191%
escol2	-0,001	0,001	-1,22	0,223	-5%
escol3	-0,073	0,021	-3,45	0,001	-334%
regSUD	0,002	0,002	0,69	0,493	8%
regSUL	0,001	0,001	0,48	0,635	3%
regCO	0,000	0,000	-1,58	0,115	-2%
regNOR	-0,008	0,002	-4,05	0,000	-36%
lambda	0,263	0,052	5,09	0,000	1206%
<i>n</i>	93.072				
Privado	72.778				
Público	20.294				

Fonte: PNAD 2013

Dos dados mostrados na Tabela 5 onde os trabalhadores privados são o grupo de referência, é possível que este grupo tem um rendimento-hora inferior, pois a diferença entre os coeficientes estimados é de 0,545, o que indica que o rendimento dos trabalhadores do setor público é de R\$ 11,67, que representa um rendimento 72,4% maior do que os trabalhadores do setor privado, que é R\$ 6,77².

Pode-se observar que 52,7% relacionam-se ao efeito composição, 22,6% ao efeito estrutura e o coeficiente referente à interação de características e coeficientes representam 2,9%. da diferença total. Por ter sinal negativo, há indícios que essa parcela contribua com a redução da discrepância de rendimentos.

Dessa forma, fica evidente a presença de um elemento não-observável, um “prêmio”, não unicamente relacionado aos atributos dos funcionários públicos.

No que diz respeito à análise espacial, a Tabela 6 mostra os resultados da decomposição de Oaxaca, discriminado por região do país. A parte superior

² Esses valores são calculados a partir do antilogaritmo dos coeficientes estimados. Embora Wooldridge (2012) alerte que as previsões econométricas quando a variável dependente seja tomada em logaritmo normalmente sejam subestimadas, os valores aqui apresentados não buscam a exata previsão de valores, apenas ilustram as diferenças entre os grupos estudados, a exemplo do trabalho de Cirino e Lima (2012).

mostra os coeficientes estimados para ambos setores. Na parte inferior, a diferença bruta e também a decomposição da diferença.

Tabela 6: Resultados da Decomposição de Oaxaca: por região, 2013

Diferença Nominal										
	Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Norte		Nordeste	
	Coef.	R\$	Coef.	R\$	Coef.	R\$	Coef.	R\$	Coef.	R\$
Privado	2,035	R\$ 7,65	2,026	R\$ 7,58	1,912	R\$ 6,77	1,828	R\$ 6,22	1,670	R\$ 5,31
Público	2,530	R\$ 12,55	2,592	R\$ 13,36	2,441	R\$ 11,48	2,453	R\$ 11,62	2,316	R\$ 10,14
Decomposição (Em pontos percentuais)										
Composição	-0,400	51,75	-0,430	57,89	-0,441	58,10	-0,387	53,71	-0,420	59,04
Estrutura	-0,092	11,89	-0,173	23,25	-0,131	17,30	-0,216	29,96	-0,237	33,28
Interação	-0,004*	0,46	0,037	-4,96	0,043*	-5,70	-0,022	3,07	0,011	-1,54*
Hiato (Total)	-0,495	64,1%	-0,566	76,2%	-0,529	69,7%	-0,625	86,7%	-0,646	90,8%
<i>n</i>	31.526		18.021		7.989		12.613		22.923	
Privado	25.985		14.793		6.189		8.600		17.211	
Público	5.541		3.228		1.800		4.013		5.712	

(*) Não significativo

(**) Significativo a 10%

Fonte: PNAD 2013

Fica evidente por meio destes resultados que o maior rendimento médio são os dos funcionários públicos da região Sul, com um rendimento R\$ 13,36. O menor rendimento médio é o dos trabalhadores do setor privado da região Nordeste: R\$ 5,31.

Da análise dos resultados, observa-se que a maior diferença bruta é a da região Nordeste: a diferença entre os coeficientes indica que o hiato público-privado é de 90,8%. Desse total, 59,04 pontos percentuais devem-se às características produtivas dos trabalhadores e 33,28 p.p. aos coeficientes (a interação, -1,54 p.p. não é significativa). Esse valor deve ser interpretado como um adicional que um grupo obtém que está relacionado ao efeito estrutura, ou seja, é um “prêmio” que os trabalhadores desse setor detêm explicado unicamente pela diferença nos coeficientes estimados.

O menor diferencial encontrado está presente na região Sudeste, onde os servidores públicos têm um rendimento horário “apenas” 64,1% maior. A parcela de “prêmio” por atuar no setor público é de 11,89 p.p., consideravelmente inferior às outras regiões.

Apesar de não ser possível comparar o valor exato dos diferenciais calculados entre as regiões (uma vez que os coeficientes de interação não são, em sua maioria, estatisticamente significativos), fica clara sua presença em todo o país.

O comportamento do diferencial ao longo do tempo é mostrado na Tabela 7:

Tabela 7: Resultados da Decomposição de Oaxaca: Brasil, 2004 a 2013									
	Ano								
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013
Diferença Bruta									
Hiato	79,9%	78,0%	86,9%	80,7%	82,4%	82,7%	75,6%	75,0%	72,4%
Diferença	-0,587	-0,577	-0,626	-0,592	-0,601	-0,603	-0,563	-0,560	-0,545
Composição	-0,426	-0,408	-0,436	-0,422	-0,421	-0,415	-0,410	-0,414	-0,396
Estrutura	-0,177	-0,180	-0,204	-0,173	-0,174	-0,201	-0,188	-0,190	-0,170
Interação	0,016	0,011	0,015	0,003	-0,004	0,014	0,034	0,044	0,022
Diferença (Em pontos percentuais)									
Composição	58,008	55,118	60,629	57,590	57,775	56,914	54,998	55,505	52,702
Estrutura	24,109	24,392	28,305	23,596	23,906	27,649	25,207	25,491	22,603
Interação	-2,217	-1,510	-2,034	-0,409*	0,548*	-1,879	-4,630	-5,952	-2,896
<i>n</i>	86.380	89.881	93.184	92.836	95.611	96.606	90.094	93.447	93.072
Privado	66.524	69.517	72.107	71.939	74.788	74.953	70.465	73.084	72.778
Público	19.856	20.364	21.077	20.897	20.823	21.653	19.629	20.363	20.294
<i>(*) Não significativo</i>									

Fonte: PNAD 2004 a 2013

Todos os coeficientes são significativos, exceto a interação em 2007 e 2008. Como pode ser visto, o diferencial sempre se manteve em patamares superiores a 70%, havendo inclusive um pico no ano de 2006. O efeito composição permaneceu acima da marca de 50 pontos percentuais, com uma queda de 2008 até 2013, quando registrou seu menor valor, 52,7 p.p. Registra-se também a queda do efeito estrutura, que registrou o menor valor da série, 22,6 p.p.

A partir dos resultados da decomposição de Oaxaca, nota-se a existência de um hiato de rendimentos entre os setores público e privado. Em valores relativamente constantes, os trabalhadores do setor público detêm um rendimento do salário-hora 70% maior e um terço do total relaciona-se à diferença da estrutura de rendimentos entre os grupos, que caracteriza o prêmio salarial do setor público.

A análise regional mostra que os maiores hiatos estão nas regiões Norte e Nordeste, 90,8% e 86,6% respectivamente.

Por fim, a análise do período 2004 a 2013 mostra uma redução do rendimento médio com base nos atributos de 2008 até 2013, o que pode ser observado também nos coeficientes: entre 2004 e 2013 a queda foi de 1,5 p.p.

5.4 Resultados da Regressão Quantílica

A regressão quantílica permite inferências sobre qualquer ponto da distribuição ao invés de mostrar apenas o valor esperado da variável dependente condicionada à média. É uma forma conveniente de lidar com a heterogeneidade das variáveis.

A Tabela 8 exibe o retorno das variáveis explicativas sobre o rendimento do salário-hora em nove pontos distintos da distribuição. Praticamente todos os coeficientes são significativos a 1%, exceto onde indicado:

Tabela 8: Resultados da Regressão Quantílica, Brasil 2013									
Quantil	1	2	3	4	5	6	7	8	9
age	0,0507	0,0422	0,0416	0,0376	0,0356	0,0326	0,0293	0,0231	0,0209
exp	0,0254	0,0258	0,0280	0,0250	0,0236	0,0217	0,0185	0,0133	0,0091
age2	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0003	-0,0003	-0,0002	-0,0002
pp	0,1283	0,1168	0,1171	0,1294	0,1358	0,1499	0,1762	0,1938	0,1989
cor	0,0375	0,0421	0,0474	0,0629	0,0743	0,0857	0,1028	0,1238	0,1684
sex	-0,0289	0,004*	0,0297	0,1035	0,1562	0,2170	0,2933	0,3738	0,4357
escol2	0,3704	0,3425	0,3521	0,3201	0,3132	0,3042	0,2857	0,2701	0,2935
escol3	1,0338	1,0989	1,1973	1,1576	1,1643	1,1516	1,1276	1,0960	1,1432
regSUD	0,1885	0,1452	0,1358	0,1838	0,2064	0,2386	0,2727	0,2973	0,2688
regSUL	0,2429	0,2089	0,1957	0,2301	0,2464	0,2704	0,2849	0,2890	0,2283
regCO	0,2635	0,2177	0,2167	0,2344	0,2441	0,2537	0,2582	0,2369	0,1883
regNOR	0,2690	0,2259	0,2294	0,2123	0,2047	0,1925	0,1716	0,1399	0,1211
lambda	0,3962	0,3523	0,3584	0,2441	0,1802	0,0913	-0,022*	-0,1637	-0,2512
constante	-1,0047	-0,5698	-0,4917	-0,1320	0,086*	0,3824	0,7545	1,2726	1,7064
Pseudo R ²	0,1562	0,1742	0,2077	0,2306	0,2502	0,2647	0,2784	0,2847	0,2687
n	93.072								
(*) Não significativo									

Fonte: PNAD 2013

Na regressão pela média resultante da estimação por MQO, pôde ser visto que o hiato público-privado estimado, dado pelo efeito marginal do coeficiente da variável *pp* foi de 15%. Por meio da regressão quantílica, é possível observar que este não é uniforme: no primeiro quantil, o coeficiente da variável *pp* é de 12,83%, no segundo o valor decresce e passa a ser crescente até o último quantil.

A Tabela 9 mostra o comportamento da variável *pp* nas cinco regiões do Brasil para nove pontos da distribuição:

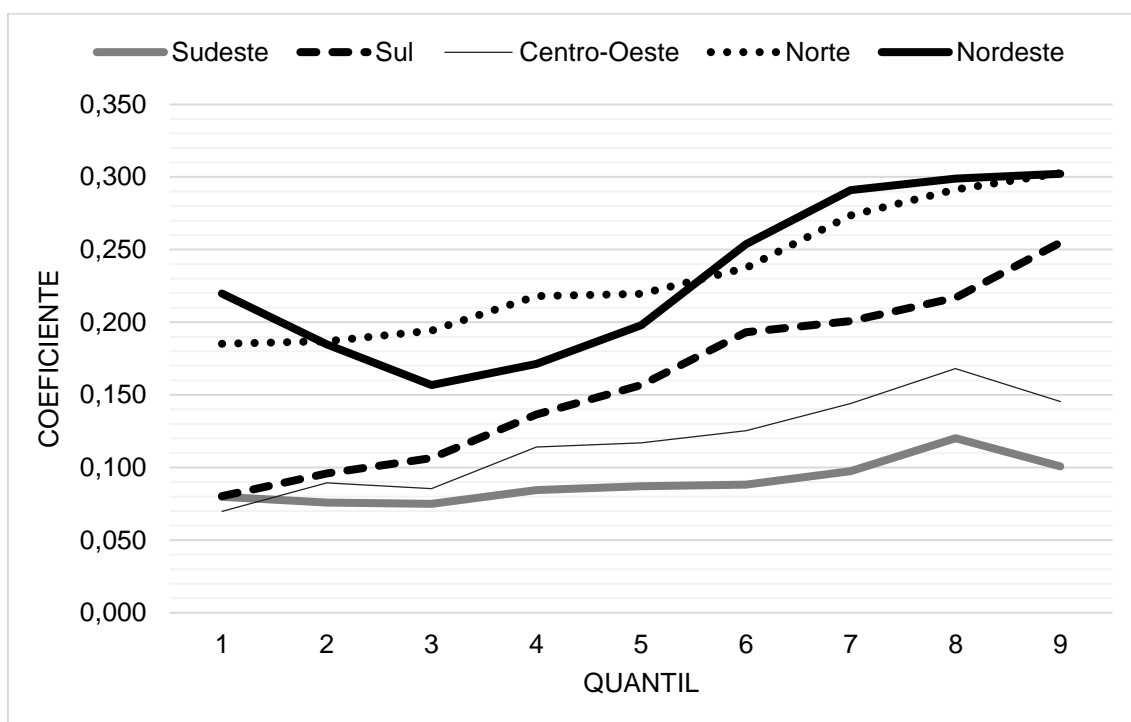
Tabela 9: Resultados da Regressão Quantílica, por região 2013									
Região	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Sudeste	0,080	0,076	0,075	0,084	0,087	0,088	0,097	0,120	0,101
Sul	0,080	0,096	0,107	0,136	0,157	0,193	0,201	0,217	0,255
Centro-Oeste	0,070	0,089	0,085	0,114	0,117	0,125	0,144	0,168	0,145
Norte	0,185	0,187	0,194	0,218	0,219	0,237	0,274	0,291	0,303
Nordeste	0,220	0,185	0,157	0,171	0,198	0,254	0,291	0,299	0,302

Fonte: PNAD 2013

Os resultados mostram mais uma vez a presença de acentuada heterogeneidade regional. As regiões Norte e Nordeste mantêm muito elevados em relação às outras regiões: O coeficiente estimado do primeiro quantil na região Nordeste, por exemplo, é quase três vezes maior do que os das outras regiões. Ambas regiões também detêm um elevado coeficiente no último quantil, cerca de 0,30.

Contrariamente, o diferencial de rendimentos da região Sudeste permanece em patamares muito inferiores à média nacional. No último quantil, os servidores públicos da região Sudeste, quando comparados com os funcionários privados, ganham apenas 10% a mais, valor que é praticamente constante ao longo de toda a distribuição. Tais discrepâncias podem ser vistas na Figura 2.

Figura 2: Hiato Público-Privado por Quantil e Região, 2013



Fonte: PNAD 2013

Esta característica regional é coerente com os resultados de Foguel *et al.* (2000). Em uma análise por estados, os autores concluíram que as regiões mais pobres do país (principalmente os estados mais pobres da região Nordeste) possuem elevados hiatos salariais entre os setores público e privado, sendo os maiores: Distrito Federal (que foi excluído do presente estudo), Maranhão, Piauí e Rondônia. O estado de São Paulo por sua vez, possuía a segunda menor desigualdade salarial do país.

No que diz respeito a comportamento do hiato de rendimentos ao longo dos anos, a Tabela 10 traz os valores dos coeficientes estimados em 9 quantis da distribuição:

Tabela 10: Resultados da Regressão Quantílica, Brasil 2004 a 2013

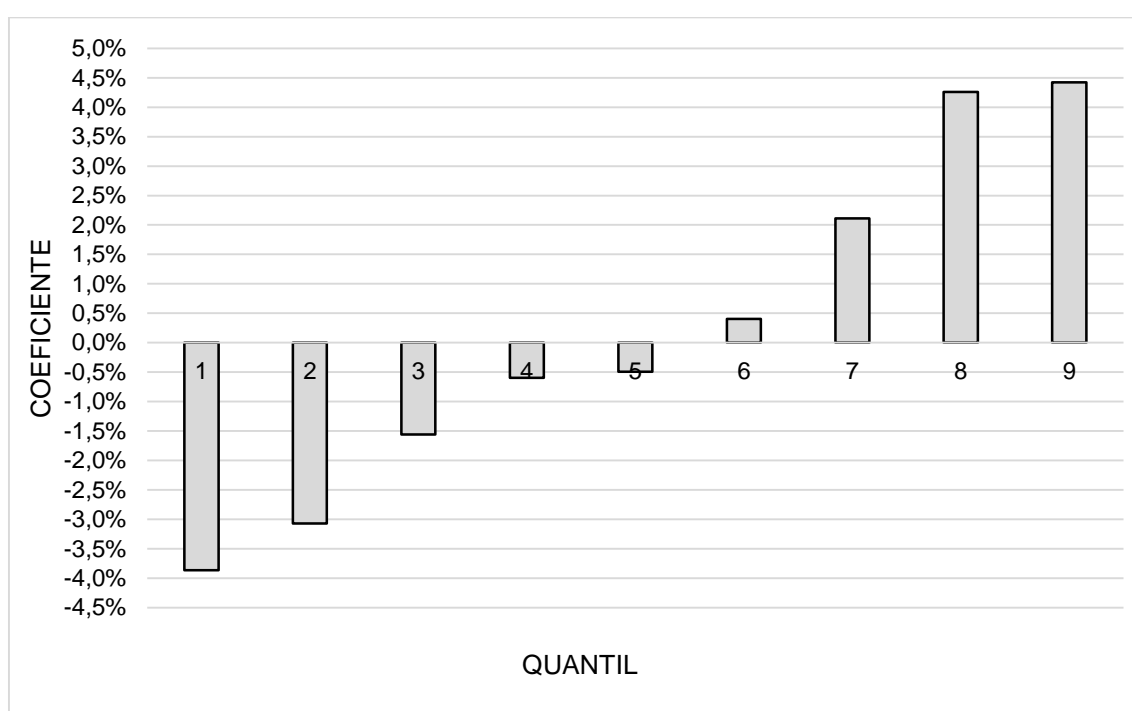
Ano	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2004	0,1670	0,1475	0,1326	0,1354	0,1407	0,1459	0,1551	0,1512	0,1547
2005	0,1900	0,1574	0,1472	0,1516	0,1559	0,1560	0,1580	0,1543	0,1660
2006	0,1660	0,1525	0,1515	0,1621	0,1738	0,1936	0,2121	0,2107	0,2017
2007	0,1351	0,1244	0,1316	0,1356	0,1479	0,1608	0,1685	0,1735	0,1642
2008	0,1567	0,1357	0,1354	0,1419	0,1490	0,1550	0,1685	0,1784	0,1782
2009	0,1647	0,1569	0,1522	0,1514	0,1591	0,1746	0,1807	0,1980	0,1870
2011	0,1252	0,1123	0,1159	0,1280	0,1410	0,1578	0,1783	0,1958	0,2011

2012	0,1213	0,1146	0,1152	0,1301	0,1417	0,1543	0,1697	0,1941	0,2041
2013	0,1283	0,1168	0,1171	0,1294	0,1358	0,1499	0,1762	0,1938	0,1989
Varição p.p. 04-13	-3,9%	-3,1%	-1,6%	-0,6%	-0,5%	0,4%	2,1%	4,3%	4,4%

Fonte: PNAD 2004 a 2013

A última linha da tabela mostra a variação em termos de pontos percentuais entre o primeiro e último ano da série. Observa-se uma redução do hiato de rendimentos na base da distribuição e um aumento nos quantis superiores, como visto na Figura 3:

Figura 3: Variação do Hiato Público-Privado por Quantil, Brasil 2004 e 2013

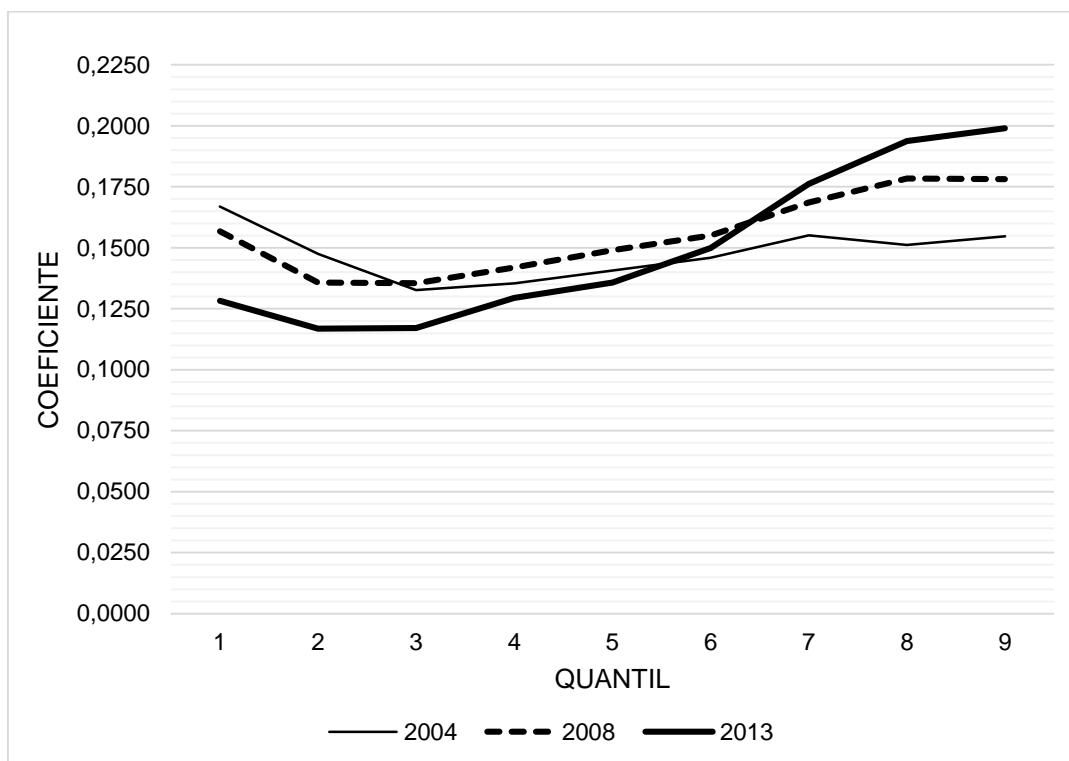


Fonte: PNAD 2004 e 2013

A análise da variação dos coeficientes quantílicos mostra que apesar da relativa estabilidade dos quantis próximos à mediana, houve profunda mudança nos extremos da distribuição. Este é um fenômeno que talvez não fosse percebido caso se utilizasse apenas a estimação por MQO. Destaca-se, dessa forma, as vantagens da utilização da regressão quantílica.

A Figura 4 apresenta a curva estimada do ano de 2004 e 2013, além de acrescentar a distribuição de 2008:

Figura 4: Hiato Público-Privado por Quantil, Brasil 2004, 2008 e 2013



Fonte: PNAD 2004, 2008 e 2013

Analisando quantil a quantil as três distribuições retratadas na Figura 4, pode ser visto que ao longo do período investigado, houve uma redução do hiato de rendimento na base da distribuição, uma relativa estabilidade nos quantis próximos à mediana e um crescimento da desigualdade nos quantis superiores. O movimento sugere uma inclinação cada vez maior, com ganhos maiores para o setor privado na base da distribuição e para o setor público no topo.

Percebe-se que as faixas de rendimento apresentaram um comportamento muito distinto. Pode-se concluir que o hiato público-privado não é uniforme mas varia significativamente ao longo da distribuição.

5.5 Resultados da Decomposição Quantílica

A decomposição quantílica permite quantificar as parcelas da desigualdade total de rendimentos que são devidas às características produtivas e à diferença setorial para qualquer ponto da distribuição.

Os resultados podem ser vistos abaixo:

Tabela 11: Resultados da Decomposição Quantílica: Brasil, 2013

Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P > t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,2383	0,0043	55,85	0,000	0,2300	0,2467
Composição	0,1059	0,0064	16,51	0,000	0,0933	0,1185
Estrutura	0,1324	0,0037	36,28	0,000	0,1253	0,1396
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,2786	0,0054	51,32	0,000	0,2680	0,2893
Composição	0,1399	0,0058	24,06	0,000	0,1285	0,1513
Estrutura	0,1387	0,0020	67,77	0,000	0,1347	0,1427
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,3568	0,0063	56,80	0,000	0,3445	0,3691
Composição	0,1826	0,0063	29,14	0,000	0,1703	0,1949
Estrutura	0,1742	0,0019	93,59	0,000	0,1705	0,1778
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,4450	0,0064	69,52	0,000	0,4324	0,4575
Composição	0,2371	0,0075	31,45	0,000	0,2223	0,2518
Estrutura	0,2079	0,0019	106,77	0,000	0,2041	0,2117
Quantil .5						
Diferença Bruta	0,5261	0,0060	87,69	0,000	0,5143	0,5378
Composição	0,3004	0,0095	31,68	0,000	0,2818	0,3190
Estrutura	0,2257	0,0021	107,54	0,000	0,2216	0,2298
Quantil .6						
Diferença Bruta	0,6005	0,0061	98,41	0,000	0,5885	0,6124
Composição	0,3760	0,0110	34,22	0,000	0,3545	0,3976
Estrutura	0,2244	0,0022	100,50	0,000	0,2201	0,2288
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,6659	0,0070	94,61	0,000	0,6521	0,6797
Composição	0,4668	0,0126	36,99	0,000	0,4421	0,4915
Estrutura	0,1991	0,0027	74,41	0,000	0,1939	0,2044
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,7090	0,0076	93,89	0,000	0,6942	0,7238
Composição	0,5760	0,0142	40,65	0,000	0,5482	0,6038
Estrutura	0,1330	0,0044	30,23	0,000	0,1244	0,1416
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,6943	0,0108	64,01	0,000	0,6731	0,7156
Composição	0,6685	0,0162	41,32	0,000	0,6367	0,7002
Estrutura	0,0259	0,0088	2,93	0,003	0,0085	0,0432
n	93.072					
Privado	72.778					
Público	20.294					

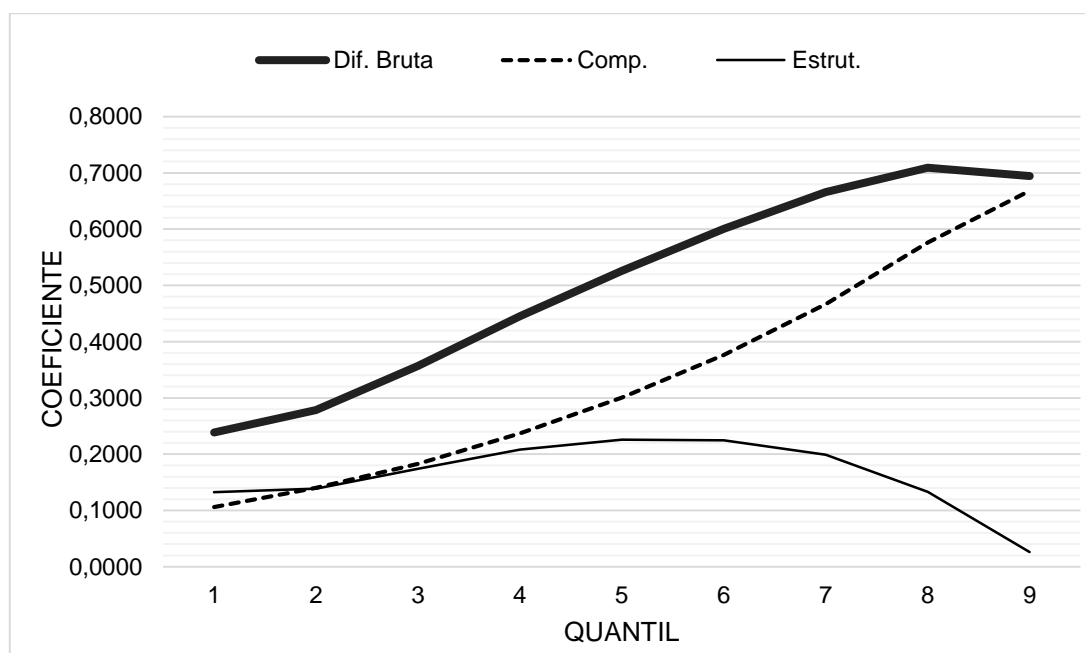
Fonte: PNAD 2013

Para cada quantil estimado, são calculados a diferença bruta, o efeito composição e o efeito estrutura. Todos os valores são significativos a 1%. Como já pôde ser constatado por meio dos resultados da regressão quantílica anteriormente apresentados, as diferenças entre os quantis são marcantes.

A decomposição de Oaxaca-Blinder sugere que as disparidades de rendimento no Brasil em 2013 favorecem os funcionários públicos, que recebem em média, um valor 72,4% maior no salário-hora, dos quais um terço do total diz respeito à parcela relacionada com a diferença estrutural dos grupos estudados. Esta técnica produz estimativas baseadas em valores médios e por isso não lida de maneira adequada com a heterogeneidade da distribuição.

Tomando o primeiro quantil da distribuição, o diferencial bruto é de 23,8% em favor do setor público. O retorno com base nas características é cerca de 10% e o retorno com base nos coeficientes é de 13%. Ou seja, o prêmio salarial é maior do que a parcela da remuneração baseada na produtividade dos trabalhadores. Ao longo da distribuição, há um crescimento contínuo do efeito composição e um comportamento crescente do efeito estrutura até o sexto quantil e declinante até o nono, onde torna-se praticamente nulo, como pode ser visto na Figura 5:

Figura 5: Resultados da Decomposição Quantílica, Brasil 2013



Fonte: PNAD 2013

No que diz respeito à análise regional, é possível concluir que diferentes regiões exibem diferentes padrões do diferencial, principalmente no que diz respeito ao efeito estrutura, como visto na Tabela 12:

Tabela 12: Resultados da Decomposição Quantílica: por região, 2013

Sudeste				Sul			
Quantil	Dif. Bruta	Comp.	Estrut.	Quantil	Dif. Bruta	Comp.	Estrut.
1	0,2107	0,1377	0,0729	1	0,1887	0,1335	0,0552
2	0,2974	0,1845	0,1129	2	0,2973	0,1729	0,1244
3	0,3870	0,2403	0,1467	3	0,4024	0,2163	0,1862
4	0,4597	0,3000	0,1596	4	0,5026	0,2682	0,2344
5	0,5269	0,3710	0,1559	5	0,5891	0,3262	0,2629
6	0,5862	0,4472	0,1390	6	0,6662	0,3916	0,2746
7	0,6365	0,5367	0,0999	7	0,7360	0,4680	0,2680
8	0,6604	0,6398	0,0206	8	0,7881	0,5534	0,2347
9	0,6160	0,6892	-0,0732	9	0,8000	0,6556	0,1444

Centro-Oeste				Norte			
Quantil	Dif. Bruta	Comp.	Estrut.	Quantil	Dif. Bruta	Comp.	Estrut.
1	0,2011	0,1506	0,0505	1	0,3076	0,1631	0,1444
2	0,2813	0,1882	0,0931	2	0,3395	0,1537	0,1858
3	0,3613	0,2321	0,1291	3	0,4316	0,1869	0,2447
4	0,4398	0,2809	0,1589	4	0,5340	0,2448	0,2892
5	0,5169	0,3412	0,1757	5	0,6341	0,3090	0,3252
6	0,6070	0,4106	0,1964	6	0,7184	0,3833	0,3351
7	0,6901	0,4914	0,1987	7	0,7769	0,4748	0,3021
8	0,7645	0,5852	0,1793	8	0,8194	0,5981	0,2213
9	0,8257	0,6827	0,1430	9	0,8197	0,7682	0,0515

Nordeste			
Quantil	Dif. Bruta	Comp.	Estrut.
1	0,4377	0,2250	0,2126
2	0,3275	0,1785	0,1490
3	0,3829	0,1800	0,2029
4	0,5039	0,2197	0,2842
5	0,6327	0,3012	0,3315
6	0,7405	0,3904	0,3502
7	0,8317	0,5002	0,3315
8	0,8973	0,6519	0,2454
9	0,8842	0,7771	0,1071

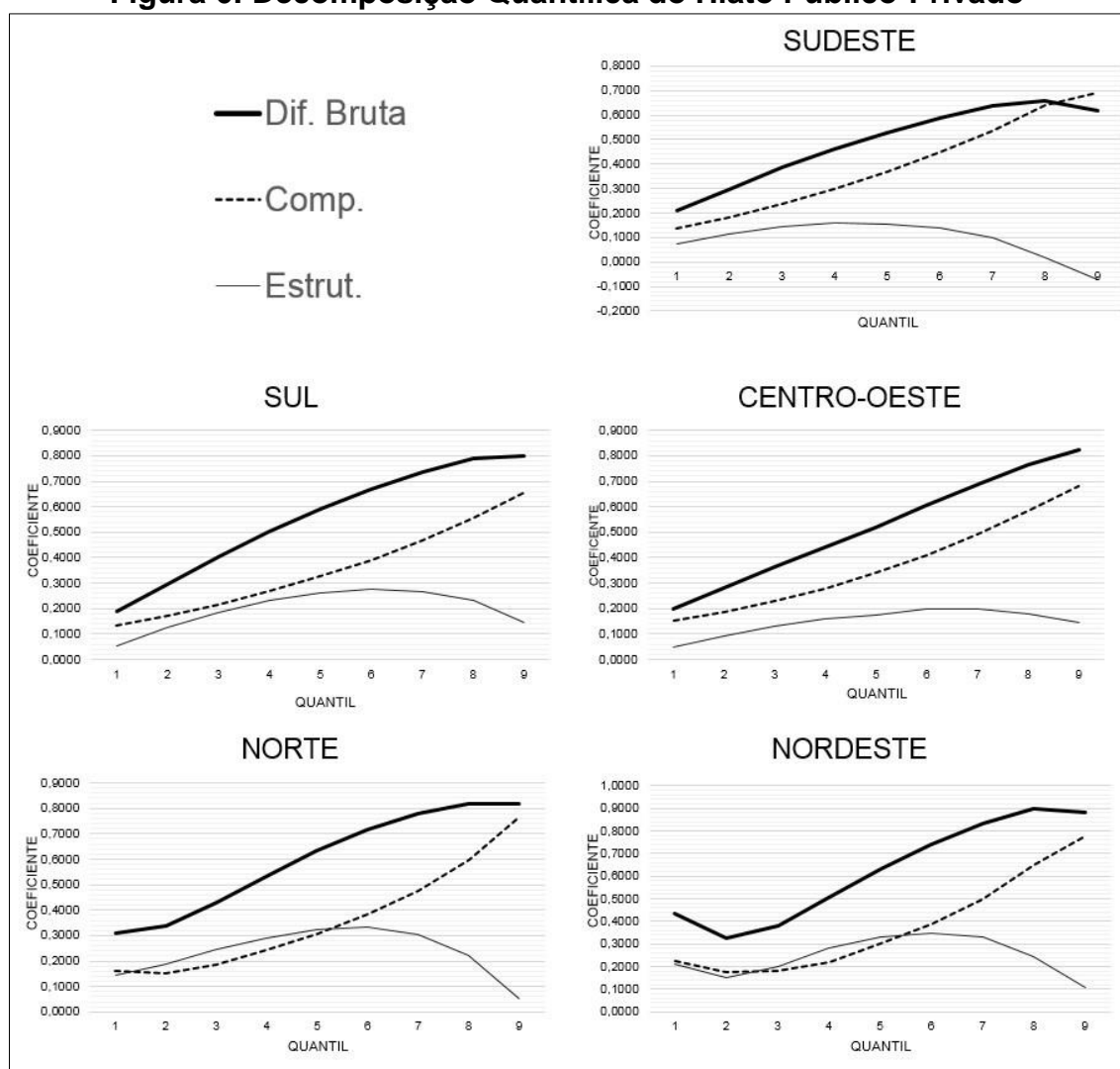
(*) Não significativo

Fonte: PNAD 2013

É interessante notar que a região Sudeste possui a menor desigualdade salarial do país. No nono quantil a diferença bruta entre os setores é perto de 60%, enquanto que em todas as outras regiões este valor não é inferior a 80%. Além disso o prêmio salarial, dados pela coluna “Estrutura” atinge um valor máximo de 0,1596 ao passo que chega a ser negativo no último quantil.

Mais uma vez, fica claro que as regiões Norte e Nordeste detêm os maiores prêmios salariais sendo, na maioria dos quantis, responsável pela maior parte da diferença total de rendimentos entre os setores. Nos quantis superiores da distribuição, os coeficientes ligados à diferença de setores chegam a patamares superiores a 0,30.

Figura 6: Decomposição Quantílica do Hiato Público-Privado



Fonte: PNAD 2013

Por fim, são apresentados os resultados da decomposição quantílica no período 2004 a 2013. Na última coluna da tabela é possível visualizar a variação dos coeficientes entre o primeiro e último ano estudado em termos de pontos percentuais.

Tabela 13: Resultados da Decomposição Quantílica por ano, Brasil

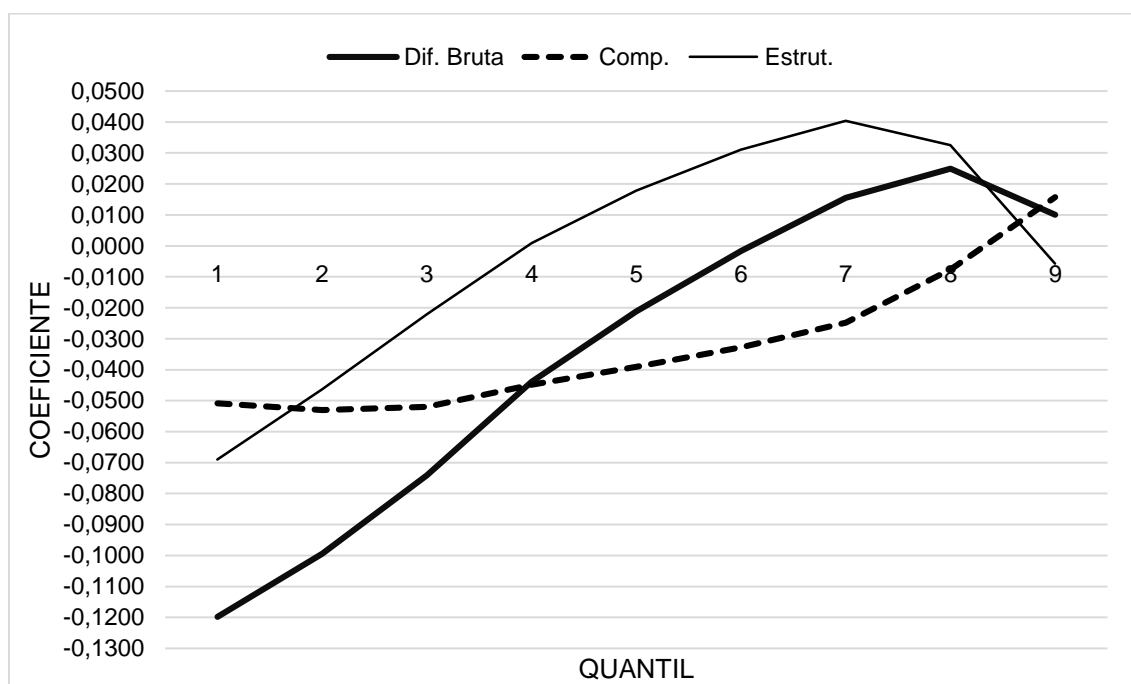
Quantil	Diferença Bruta									Var. p.p.
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	04-13
1	0,358	0,341	0,364	0,332	0,341	0,334	0,247	0,245	0,238	-0,120
2	0,378	0,363	0,387	0,354	0,355	0,344	0,282	0,275	0,279	-0,099
3	0,431	0,417	0,449	0,414	0,411	0,404	0,355	0,346	0,357	-0,074
4	0,489	0,476	0,519	0,484	0,476	0,475	0,439	0,430	0,445	-0,044
5	0,547	0,537	0,588	0,555	0,545	0,547	0,521	0,513	0,526	-0,021
6	0,602	0,595	0,655	0,621	0,613	0,616	0,598	0,594	0,600	-0,002
7	0,650	0,645	0,714	0,678	0,672	0,677	0,667	0,665	0,666	0,016
8	0,684	0,675	0,753	0,716	0,715	0,724	0,723	0,720	0,709	0,025
9	0,684	0,661	0,747	0,707	0,718	0,739	0,745	0,729	0,694	0,010
Efeito Composição										
1	0,157	0,128	0,166	0,155	0,152	0,140	0,106	0,109	0,106	-0,051
2	0,193	0,169	0,196	0,186	0,185	0,171	0,143	0,139	0,140	-0,053
3	0,235	0,211	0,235	0,228	0,225	0,210	0,185	0,179	0,183	-0,052
4	0,282	0,260	0,283	0,280	0,275	0,259	0,238	0,230	0,237	-0,045
5	0,339	0,319	0,344	0,348	0,339	0,319	0,304	0,294	0,300	-0,039
6	0,409	0,392	0,421	0,430	0,420	0,395	0,383	0,371	0,376	-0,033
7	0,492	0,481	0,514	0,526	0,520	0,489	0,478	0,463	0,467	-0,025
8	0,584	0,578	0,618	0,629	0,631	0,593	0,588	0,565	0,576	-0,008
9	0,653	0,657	0,707	0,704	0,720	0,679	0,676	0,650	0,668	0,016
Efeito Estrutura										
1	0,201	0,212	0,198	0,176	0,189	0,193	0,141	0,136	0,132	-0,069
2	0,185	0,194	0,191	0,168	0,170	0,173	0,139	0,135	0,139	-0,046
3	0,196	0,206	0,214	0,186	0,185	0,194	0,170	0,167	0,174	-0,022
4	0,207	0,216	0,236	0,203	0,201	0,216	0,200	0,200	0,208	0,001
5	0,208	0,217	0,245	0,207	0,206	0,227	0,217	0,220	0,226	0,018
6	0,193	0,203	0,234	0,191	0,193	0,221	0,215	0,223	0,224	0,031
7	0,159	0,163	0,199	0,152	0,152	0,188	0,189	0,202	0,199	0,040
8	0,100	0,096	0,134	0,087	0,084	0,131	0,136	0,155	0,133	0,033
9	0,032	0,005*	0,040	0,003*	-0,002*	0,060	0,068	0,080	0,026	-0,006

(*) Não significativo

Fonte: PNAD 2013

Os resultados mostram que o diferencial de rendimentos reduziu-se nos seis primeiros quantis e que grande parte desta redução deve-se à redução dos coeficientes ligados às características produtivas. Isso indica que, se levássemos em conta apenas as características produtivas, o hiato de rendimentos teria se reduzido ainda mais. Conclui-se que o mercado está remunerando melhor os atributos dos trabalhadores privados ao longo dos anos.

Figura 7: Decomposição Quantílica, Brasil 2004 a 2013



Fonte: PNAD 2004 e 2013

Na Figura 7 é possível ter uma visão melhor a respeito da variação da decomposição quantílica entre os anos de 2004 e 2013. Enquanto que a decomposição de Oaxaca-Blinder mostrou que uma estabilidade nos efeitos composição e estrutura ao longo do tempo, a regressão quantílica apontou que, apesar da estabilidade próxima à mediana, o hiato não teve comportamento constante em toda a distribuição. Registrou-se uma redução da desigualdade em quantis inferiores e crescimento nos superiores. A decomposição quantílica estende a análise, mostrando que a redução registrada deveu-se às variáveis controladas, embora o retorno à estas características, representado pelos coeficientes estimados, aumentou a discrepância salarial entre os quarto e oitavo quantil. Em relação aos três primeiros quantis, o hiato reduziu-se tanto em termos dos efeitos composição e estrutura.

6 CONCLUSÕES

A teoria segmentação de mercado parecer ser a que melhor pode explicar as diferenças entre os dois grupos. O setor privado é muito mais dinâmico pois a rotatividade da mão-de-obra é muito maior que o setor público, além de ser acessível a todos que queiram ingressar. Outra característica importante deste segmento é que o valor da aposentadoria é limitado ao teto estipulado pelo Regime Geral da Previdência Social. O setor público, por sua vez, tem a prerrogativa da estabilidade do emprego, aposentadorias em sua maioria maiores que o teto da previdência além de não ser totalmente acessível a qualquer trabalhador que queira ingressar neste setor. Essas particularidades mostram que estruturas tão diversas apresentam magnitudes diferentes de retornos com base em características produtivas, além do próprio impacto setorial.

E é justamente o que o trabalho teve por objetivo, fazendo uma investigação sobre o hiato de rendimentos público-privado, destacando sua magnitude por meio dos resultados da PNAD para o Brasil no ano de 2013, sua heterogeneidade através da estimação nas cinco regiões do país e por fim sua evolução ao longo do período compreendido entre 2004 e 2013. Para isso, foram utilizadas técnicas diversas de estimação e decomposição.

Primeiramente, foi realizado o procedimento de Heckman para corrigir um possível viés de auto seleção, o que de fato seria um problema, haja vista que o coeficiente que representa a inversa da razão de Mills é significativo estatisticamente e por ser positivo, sugere-se que se o problema não fosse corrigido, as estimativas seriam viesadas para cima.

Depois, a regressão por mínimos quadrados ordinários deixou claro que o modelo era adequado, pois as variáveis da equação de rendimentos apresentaram sinais compatíveis com a literatura, indicando a presença de diferenciais positivos para: idade, experiência, homens, pessoas de cor branca e o mais importante, para os funcionários do setor público.

O passo seguinte foi usar a técnica de decomposição de Oaxaca-Blinder para, a partir das estimações pela média, determinar qual parcela do hiato de

rendimentos se deve aos atributos produtivos dos funcionários públicos e qual a parcela estrutural, ou o prêmio que os trabalhadores deste grupo recebem. Os resultados da decomposição mostraram que o hiato verificado em 2013 era de 72,4%, dos quais 52,7% relacionados a características produtivas, 22,6% à diferença estrutural (prêmio) e uma pequena parcela de 2,9% que representa a interação dos dois fenômenos, é favorável aos trabalhadores do setor privado.

A decomposição regional mostrou que a maior desigualdade está presente nas regiões Norte e Nordeste, onde os trabalhadores do setor público recebem, em média, 86,7% e 90,8% respectivamente a mais que os empregados no setor privado. Nessas regiões registrou-se os maiores retornos com base nas diferenças setoriais: mais da metade do hiato total não pode ser explicado pelo vetor das variáveis controladas.

Quando se analisa todo o período, conclui-se que a existência de elevada desigualdade salarial, sempre acima dos 70%, sendo inclusive acima dos 80% entre 2006 e 2009. A parcela estrutural permaneceu em torno de 20 p.p., assim como o retorno às características sempre esteve acima dos 50 p.p. Nos últimos três períodos investigados, registrou-se uma queda de 3 pontos percentuais.

Posteriormente, utilizou-se a regressão quantílica para deixar claro que os métodos de estimação pela média podem omitir informações relevantes para diferentes pontos da amostra. A regressão por MQO havia estimado que a *dummy* que representa o indivíduo que atua no setor público recebe, *ceteris paribus*, um rendimento (logaritmo) salário-hora 15% maior. A regressão quantílica, por sua vez, mostrou que o hiato tem comportamento variável. É maior em no primeiro quantil que registrou um coeficiente de 0,1283, declina no segundo quantil e a partir disso é crescente até o nono quantil, com coeficiente de 0,1989.

Entre as regiões do país, novamente se destacam as regiões Norte e Nordeste que no primeiro quantil o rendimento de um trabalhador do setor público é cerca de 20% maior que do setor privado. No nono quantil a diferença chega a 30%. Por outro lado, no Sudeste o hiato é praticamente constante em todos os pontos da distribuição, em níveis bem inferiores à média nacional (o

valor estimado do coeficiente da variável *pp* no último quantil é metade do mesmo coeficiente para a distribuição nacional) e aos valores das regiões Norte e Nordeste (cerca de um terço).

A análise do período 2004 e 2013 apresentou um comportamento muito claro: o hiato de rendimentos diminuiu nos quantis inferiores da distribuição, permaneceu relativamente constante nos quantis próximos à mediada, e aumentou nos superiores.

Por fim, a decomposição quantílica permite que sejam adotadas as ideias básicas da decomposição de Oaxaca-Blinder aplicada a quantis selecionados da distribuição, de modo que seja possível analisar quais pontos da distribuição são melhor remunerados de acordo com o efeito composição e quais grupos ostentam prêmios salariais maiores. Neste trabalho, utilizou-se a técnica proposta por Melly (2006).

Apesar da diferença salarial bruta ser crescente e altamente correlacionada com o efeito composição ao longo dos quantis, a decomposição mostrou que o retorno do efeito estrutural apresenta uma destruição com formato de parábola invertida ao longo da distribuição. Os quantis mais próximos à média da distribuição possuem prêmios maiores do que nos extremos. O prêmio salarial do último quantil é praticamente nulo.

No que diz respeito aos resultados regionais, o comportamento é semelhante: diferença bruta crescente ao longo de toda a distribuição, exceção feita ao Nordeste. Nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, a maior parte da desigualdade salarial é explicada pelos atributos produtivos dos trabalhadores. A mesma situação não ocorre nas outras regiões. Na região Norte, esse fenômeno ocorre apenas na metade superior da distribuição. Diferenças setoriais explicam maior parte do hiato também na base da distribuição da região Nordeste. Contudo, todas as regiões apresentam retornos de coeficientes declinantes em maior ou menor grau.

A análise temporal investigada mostrou que o hiato de rendimentos esteve em queda nos seis primeiros quantis, e com maior intensidade na base da distribuição. Com exceção do nono quantil, houve redução do retorno às características em todos os pontos estudados. Esse fenômeno pode indicar que,

comparativamente, a produtividade com base nas características de idade, experiência e educação dos trabalhadores privados passou a ser melhor remunerada, fato que contribuiu com uma redução do diferencial total.

Por outro lado, na maior parte dos quantis houve um aumento da desigualdade baseada no efeito estrutura. Isso significa que mesmo que o retorno do estoque de capital humano acumulado tenha se estreitado ao longo dos anos, trabalhadores públicos ainda recebam rendimentos maiores, sem que isso signifique uma maior qualificação deste setor.

Em geral, são resultados condizentes com a literatura. Não é possível, contudo, compará-los rigorosamente com outros trabalhos em função da grande variedade de critérios adotados. Mas a presença de um hiato favorável ao setor público é constatada nos trabalhos de Macedo (1985), Vaz e Hoffman (2007), Bender e Fernandes (2006), Braga (2008) entre outros. Holanda (2009) faz uma extensa revisão de literatura sobre o tema e não encontra qualquer estudo que indique um hiato favorável ao setor privado.

Os resultados da regressão quantílica, contudo, são coerentes com os encontrados por Araújo (2011) que encontrou retornos positivos e crescentes da variável representativa do setor público (federal) para quantis mais elevados da distribuição. Por outro lado, Belluzzo *et al.* (2005) encontraram coeficientes positivos e decrescentes de acordo com o quantil, indicando um prêmio salarial declinante, tornando-se negativo nos quantis superiores. Deve-se ressaltar que estes autores utilizaram uma amostra diferente, incluindo não apenas trabalhadores do setor privado formal, mas também empregadores e empregados domésticos. No presente trabalho, os resultados da regressão quantílica indicam um hiato crescente, com um pequeno declínio entre o primeiro e segundo quantil.

Quanto aos resultados regionais, a heterogeneidade espacial foi constatada por Moriconi *et al.* (2006) e Foguel *et al.* (2000). Também chegaram a resultados semelhantes quanto à desigualdade salarial relativamente menor na região Sudeste. Estes autores também o principal determinante no diferencial salarial público-privado são as características produtivas dos trabalhadores.

Finalmente, é importante ressaltar que as conclusões mais importantes obtidas com o estudo são que os funcionários públicos possuem benefícios importantes que não são acessíveis aos trabalhadores privados e ainda assim possuem uma remuneração maior, nem sempre associada à sua produtividade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, R. L. P. de. Diferencial de Salários Público-Privado: Controlando para Escolha Setorial Endógena. Dissertação de Mestrado. **Universidade de Brasília**, Brasília, 2011.

ARBACHE, S. J.; DE NEGRI, J. A. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 159-184, 2004.

AKERLOF, G. A. Labor contracts as partial gift exchange. **The Quarterly Journal Of Economics**, v. 97, n. 4, p. 543-569, 1982.

BARBOSA, A. L. H.; BARBOSA FILHO, F. H. Public-private wage gap and endogenous sector choice in Brazil. **13th Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA)**, Rio de Janeiro, 2008.

BARBOSA, A. L. H. Ensaio sobre diferencial de salários e estimação de demanda no Brasil. 2012. Tese de Doutorado. **Fundação Getúlio Vargas**. Rio de Janeiro, 2012.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Vol. 59, n. 4, p. 511-533, 2005.

BELMAN, D; HEYWOOD, J. S. The effect of establishment and firm size on public wage differentials. **Public Finance Quarterly** n. 18, p. 221-235, 1990.

BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos públicos com Pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro no período 1992 - 2004. In: **Anais do XXXIV Encontro de Economia da ANPEC**, 2006.

BITTENCOURT, M. V. L. A evolução das desigualdades por categorias de escolaridade entre 1996 e 2004: Uma análise com regressões quantílicas. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, p. 141-166, 2010.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, p. 435-455, 1973.

BORJAS, G. J. Labor Economics. New York. **McGraw-Hill**, 1996.

BRAGA, B. G. Educação, experiência e o hiato salarial entre o setor público e privado no Brasil. Tese de Mestrado – **Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro**, Rio de Janeiro, 2008.

CARVALHO, A. P.; NÉRI, M.; SILVA, D. B. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. **XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**. Rio de Janeiro, 2006.

CHERNOZHUKOV, V., FERNANDEZ, I., e MELLY, B. Inference on Counterfactual Distributions. **MIT Working Paper**, p. 08-16, 2009.

CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenças de Rendimento entre as Regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 2, 2012.

DALBERTO, C. R. Formalidade vs. informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma investigação dos diferenciais de rendimento. Tese de mestrado. **Universidade Federal de Viçosa**, 2014.

DE CASTRO, F; SALTO, M; STEINER, H. The gap between public and private wages: new evidence for the EU. **Directorate General Economic and Financial Affairs**, European Commission, 2013.

DE HOLANDA, A. L. N. Diferencial de salários entre os setores público e privado: uma resenha da literatura. Texto para Discussão nº 1457, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 2009.

FERNANDES, R. Desigualdade salarial: aspectos teóricos. In: **CORSEIUL, C. H. Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 152 p., 2002.

FOGUEL, M.N.; GILL, I.; MENDONÇA, R. The public-private wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 4, p. 433-472, 2000.

FORTIN, N.M., T. LEMIEUX, e S. FIRPO. Decomposition Methods in Economics” in O. Ashenfelter and D. Card, eds., **Handbook of Economics**, Amsterdam: North-Holland, Vol. IV.A: p. 1-102, 2011.

GIMPELSON, V.; LUKIYANOVA, A.; SHARUNINA, A. Estimating the Public-Private Wage Gap in Russia: What Does Quantile Regression Tell Us? **Higher School of Economics Research Paper**, v. 104, 2015.

GIORDANO R. et al. The public sector pay gap in a selection of Euro area Countries. **European Central Bank Working Paper Series** n. 1406, p. 42, 2011

GREENE, W.H. Econometric Analysis. Nova Jersey: **Prentice Hall**, 5ª ed., 2003.

GREGORY, R. G.; BORLAND, J. Recent developments in public sector labor markets. In: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**, v. 3, chap. 53, p. 3.573-3.630, North-Holland, Amsterdam, 1999.

GUIMARAES, R.; OLIVEIRA, A. M. H. C. DE. Análise da distribuição salarial entre o setor público e privado no Brasil (1987-2005) com aplicações para a Reforma Administrativa do Governo Federal. **Finanças Públicas: XII Prêmio do Tesouro Nacional 2007**. Brasília: Editora Universidade de Brasília. 1ª Ed., p. 251–308, 2008.

HARVEY, A. C. Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity. **Econometrica** n. 44, p. 461–465, 1976.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

KRUEGER, A. B. Are public sector workers paid more than their alternative wage? Evidence from longitudinal data and job queues In: **R.B. Freeman and C. Ichniowski, eds., When public sector workers unionize (University of Chicago Press, Chicago, IL)** p. 217-240, 1988.

KOENKER, R.; e BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, v.46, n.1, p.33-49, 1978.

LEONTARIDI, M. Segmented labour markets: theory and evidence. **Journal of Economic Surveys**, v. 12, n. 1, p. 103-109, 1998.

LIMA, R. Mercado de trabalho: O capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, n. 10, p. 217-272, 1980.

LUCIFORA, C.; MEURS, D. The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy. Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn, **Discussion Paper, n. 1.041**, 2004.

MACEDO, R. Diferenciais de salários entre empresas privadas e estatais no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.3, n. 2, p. 437-448, 1985.

MACHADO, J. A. F., MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v.20, p. 445–465, 2005.

MACIEL, F. T.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Migração Interna e Seletividade: uma Aplicação para o Brasil. **XXXIX Encontro Nacional de Economia da Anpec**, 2011.

MARCONI, N. A evolução do perfil da força de trabalho e das remunerações nos setores público e privado ao longo da década de 1990. **Revista do Serviço Público**, v. 54, n. 1, p. 9-45, 2003.

MELLY, B. Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regressions. **Empirical Economics**, vol.30, p. 505–520, 2005a.

_____. Decomposition of differences in distribution using quantile regression. **Labour Economics**, v. 12, p. 577-590, 2005b.

_____. Estimation of counterfactual distributions using quantile regression. **Working Paper**, 2006.

MENEZES FILHO, N.; MENDES, M., ALMEIDA, E. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, 2004.

MINCER, J. Schooling, experience and earnings. Nova York: **Columbia University Press**, 1974.

MORICONI, G. M.; MOURA-NETO, J. S.; MARCONI, N.; PARVATE, P. R. Evidências sobre o comportamento dos governos estaduais na determinação dos salários dos servidores públicos no Brasil. In: **Encontro Nacional de Economia**, 34. Salvador: ANPEC, 2006.

NAVARRO, L.; SELMAN, Gab. Wage differentials between the public and private sectors in Chile: Evidence from longitudinal data. **CEPAL Review**, 2014.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, p. 693-709, 1973.

PANIZZA, U.; QIANG, C. Z. Public-private wage differential and gender gap in Latin America: spoiled bureaucrats and exploited women? **The Journal of Socio Economics**, v. 34, p. 810-833, 2005.

PANIZZA, U. The Public Sector Premium and the Gender Gap in Latin America: Evidence from the 1980s and 1990s. Working Paper n. 431. **Inter-American Development Bank**. 25p. 2000.

PRATA, A. C. A. C. Diferenciais salariais por raça no Brasil: análises contrafactuais nos anos de 1996 e 2006, 2011.

SALDANHA, R.; MAIA, R.; CAMARGO, J. M. Emprego e salário no setor público federal. Texto para Discussão, n. 5. Brasília: **Ministério do Trabalho**, 1988.

SMITH, S. P. Pay differentials between federal government and private sector workers. **Industrial and Labor Relations Review**. n. 29: p. 179-197, 1976.

_____. Government wage differentials. **Journal of Urban Economics**. v. 4: p. 248-271, 1977.

TSALIKI, P. V. Human Capital. International encyclopedia of social sciences, Editor: William A. Darity, Jr., Vol. 3, 2ª Ed., Detroit: **MacMillan Reference USA**, p. 506-510, 2008.

VAZ, D. V.; HOFFMAN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 6, n. 2, p. 30, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. Introductory Econometrics: A Modern Approach, 5th Edition. **Michigan State University**, 910 p., 2012

ANEXOS

Resultados da Decomposição de Oaxaca: Brasil, 2013							Resultados da Decomposição de Oaxaca: Sudeste, 2013						
	Coef	Desv Pad	z	P > Z	[95% IC]			Coef	Desv Pad	z	P > Z	[95% IC]	
Total							Total						
Priv.	1,912	0,003	690,840	0,000	1,906	1,917	Priv.	2,035	0,005	437,150	0,000	2,026	2,044
Púb.	2,457	0,006	407,770	0,000	2,445	2,468	Púb.	2,530	0,011	225,660	0,000	2,508	2,552
Difer.	-0,545	0,007	-82,160	0,000	-0,558	-0,532	Difer.	-0,495	0,012	-40,800	0,000	-0,519	-0,472
Caract.	-0,396	0,007	-55,060	0,000	-0,411	-0,382	Caract.	-0,400	0,013	-31,610	0,000	-0,425	-0,375
Coef.	-0,170	0,007	-24,710	0,000	-0,184	-0,157	Coef.	-0,092	0,011	-8,110	0,000	-0,114	-0,070
Inter.	0,022	0,007	2,930	0,003	0,007	0,036	Inter.	-0,004	0,012	-0,300	0,763	-0,027	0,020
n	93.072						n	31.526					
Priv.	72.778						Priv.	25.985					
Púb.	20.294						Púb.	5.541					
Resultados da Decomposição de Oaxaca: Sul, 2013							Resultados da Decomposição de Oaxaca: Centro-Oeste, 2013						
Setor	Coef	Desv Pad	z	P > Z	[95% IC]			Coef	Desv Pad	z	P > Z	[95% IC]	
Total							Total						
Priv.	2,026	0,005	380,200	0,000	2,015	2,036	Priv.	1,912	0,008	238,060	0,000	1,896	1,928
Púb.	2,592	0,014	182,530	0,000	2,564	2,620	Púb.	2,441	0,020	124,060	0,000	2,402	2,480
Difer.	-0,566	0,015	-37,340	0,000	-0,596	-0,537	Difer.	-0,529	0,021	-24,890	0,000	-0,571	-0,487
Caract.	-0,430	0,017	-25,990	0,000	-0,463	-0,398	Caract.	-0,441	0,024	-18,300	0,000	-0,488	-0,394
Coef.	-0,173	0,014	-12,060	0,000	-0,201	-0,145	Coef.	-0,131	0,021	-6,180	0,000	-0,173	-0,090
Inter.	0,037	0,016	2,350	0,019	0,006	0,068	Inter.	0,043	0,024	1,800	0,071	-0,004	0,090
n	18.021						n	7.989					
Priv.	14.793						Priv.	6.189					
Púb.	3.228						Púb.	1.800					
Resultados da Decomposição de Oaxaca: Norte, 2013							Resultados da Decomposição de Oaxaca: Nordeste, 2013						
	Coef	Desv Pad	z	P > Z	[95% IC]			Coef	Desv Pad	z	P > Z	[95% IC]	
Total							Total						
Priv.	1,828	0,009	213,180	0,000	1,812	1,845	Priv.	1,670	0,006	284,920	0,000	1,659	1,682
Púb.	2,453	0,014	172,040	0,000	2,425	2,481	Púb.	2,316	0,011	202,420	0,000	2,294	2,339
Difer.	-0,625	0,017	-37,540	0,000	-0,657	-0,592	Difer.	-0,646	0,013	-50,240	0,000	-0,671	-0,621
Caract.	-0,387	0,018	-22,010	0,000	-0,421	-0,352	Caract.	-0,420	0,013	-31,210	0,000	-0,446	-0,394
Coef.	-0,216	0,020	-10,730	0,000	-0,255	-0,176	Coef.	-0,237	0,014	-16,460	0,000	-0,265	-0,209
Inter.	-0,022	0,021	-1,060	0,289	-0,063	0,019	Inter.	0,011	0,015	0,730	0,463	-0,018	0,040
n	12.613						n	22.923					
Priv.	8.600						Priv.	17.211					
Púb.	4.013						Púb.	5.712					
Fonte: PNAD 2013							Fonte: PNAD 2013						

Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,1						Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,2					
Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]	Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]
age	0,0507	0,0017	29,65	0,000	0,0474 0,0541	age	0,0422	0,0014	30,45	0,000	0,0395 0,0450
exp	0,0254	0,0014	18,56	0,000	0,0227 0,0281	exp	0,0258	0,0011	23,16	0,000	0,0237 0,0280
age2	-0,0005	0,0000	-30,22	0,000	-0,0006 -0,0005	age2	-0,0004	0,0000	-30,54	0,000	-0,0005 -0,0004
pp1	0,1283	0,0070	18,32	0,000	0,1146 0,1421	pp1	0,1168	0,0055	21,15	0,000	0,1060 0,1276
cor1	0,0375	0,0056	6,65	0,000	0,0264 0,0485	cor1	0,0421	0,0046	9,18	0,000	0,0331 0,0510
sex1	-0,0289	0,0147	-1,97	0,048	-0,0577 -0,0002	sex1	0,0047	0,0119	0,40	0,693	-0,0187 0,0281
escol2	0,3704	0,0154	24,03	0,000	0,3402 0,4006	escol2	0,3425	0,0125	27,49	0,000	0,3181 0,3669
escol3	1,0338	0,0357	28,97	0,000	0,9639 1,1038	escol3	1,0989	0,0290	37,90	0,000	1,0421 1,1558
regSUD	0,1885	0,0137	13,77	0,000	0,1617 0,2153	regSUD	0,1452	0,0111	13,07	0,000	0,1235 0,1670
regSUL	0,2429	0,0129	18,84	0,000	0,2176 0,2681	regSUL	0,2089	0,0104	20,08	0,000	0,1885 0,2293
regCO	0,2635	0,0091	28,92	0,000	0,2456 0,2813	regCO	0,2177	0,0073	29,77	0,000	0,2034 0,2320
regNOR	0,2690	0,0117	22,95	0,000	0,2460 0,2920	regNOR	0,2259	0,0094	23,91	0,000	0,2074 0,2444
lambda	0,3962	0,0341	11,63	0,000	0,3294 0,4629	lambda	0,3523	0,0278	12,69	0,000	0,2979 0,4067
const	-1,0047	0,0974	-10,31	0,000	-1,1956 -0,8137	const	-0,5698	0,0794	-7,18	0,000	-0,7253 -0,4143
Pseudo R ²	0,1562					Pseudo R ²	0,1742				

Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,3						Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,4					
Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]	Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]
age	0,0416	0,0012	33,84	0,000	0,0392 0,0440	age	0,0376	0,0012	31,70	0,000	0,0353 0,0399
exp	0,0280	0,0010	28,44	0,000	0,0261 0,0300	exp	0,0250	0,0009	26,34	0,000	0,0232 0,0269
age2	-0,0004	0,0000	-33,39	0,000	-0,0005 -0,0004	age2	-0,0004	0,0000	-31,27	0,000	-0,0004 -0,0004
pp1	0,1171	0,0049	24,07	0,000	0,1075 0,1266	pp1	0,1294	0,0047	27,70	0,000	0,1203 0,1386
cor1	0,0474	0,0041	11,61	0,000	0,0394 0,0554	cor1	0,0629	0,0040	15,92	0,000	0,0552 0,0707
sex1	0,0297	0,0106	2,81	0,005	0,0090 0,0504	sex1	0,1035	0,0102	10,17	0,000	0,0835 0,1234
escol2	0,3521	0,0110	32,04	0,000	0,3305 0,3736	escol2	0,3201	0,0105	30,36	0,000	0,2994 0,3407
escol3	1,1973	0,0256	46,78	0,000	1,1472 1,2475	escol3	1,1576	0,0246	47,05	0,000	1,1094 1,2058
regSUD	0,1358	0,0098	13,80	0,000	0,1165 0,1551	regSUD	0,1838	0,0095	19,33	0,000	0,1652 0,2024
regSUL	0,1957	0,0092	21,22	0,000	0,1777 0,2138	regSUL	0,2301	0,0089	25,89	0,000	0,2127 0,2476
regCO	0,2167	0,0065	33,31	0,000	0,2039 0,2294	regCO	0,2344	0,0063	37,28	0,000	0,2221 0,2467
regNOR	0,2294	0,0084	27,45	0,000	0,2130 0,2457	regNOR	0,2123	0,0080	26,46	0,000	0,1966 0,2280
lambda	0,3584	0,0245	14,61	0,000	0,3103 0,4064	lambda	0,2441	0,0236	10,33	0,000	0,1978 0,2904
const	-0,4917	0,0700	-7,02	0,000	-0,6289 -0,3544	const	-0,1320	0,0674	-1,96	0,050	-0,2641 0,0001
Pseudo R ²	0,2077					Pseudo R ²	0,2306				

Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,5						Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,6					
Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]	Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]
age	0,0356	0,0013	26,54	0,000	0,0330 0,0382	age	0,0326	0,0015	22,11	0,000	0,0297 0,0355
exp	0,0236	0,0011	22,10	0,000	0,0215 0,0257	exp	0,0217	0,0012	18,52	0,000	0,0194 0,0240
age2	-0,0004	0,0000	-25,73	0,000	-0,0004 -0,0003	age2	-0,0003	0,0000	-21,27	0,000	-0,0004 -0,0003
pp1	0,1358	0,0053	25,78	0,000	0,1255 0,1461	pp1	0,1499	0,0058	25,86	0,000	0,1386 0,1613
cor1	0,0743	0,0045	16,59	0,000	0,0655 0,0831	cor1	0,0857	0,0049	17,35	0,000	0,0760 0,0954
sex1	0,1562	0,0115	13,64	0,000	0,1337 0,1786	sex1	0,2170	0,0125	17,30	0,000	0,1924 0,2416
escol2	0,3132	0,0118	26,52	0,000	0,2900 0,3363	escol2	0,3042	0,0129	23,66	0,000	0,2790 0,3294
escol3	1,1643	0,0276	42,19	0,000	1,1102 1,2183	escol3	1,1516	0,0301	38,26	0,000	1,0926 1,2106
regSUD	0,2064	0,0107	19,26	0,000	0,1854 0,2274	regSUD	0,2386	0,0117	20,34	0,000	0,2156 0,2616
regSUL	0,2464	0,0100	24,62	0,000	0,2268 0,2661	regSUL	0,2704	0,0110	24,68	0,000	0,2489 0,2919
regCO	0,2441	0,0071	34,27	0,000	0,2301 0,2580	regCO	0,2537	0,0079	32,29	0,000	0,2383 0,2691
regNOR	0,2047	0,0090	22,66	0,000	0,1870 0,2224	regNOR	0,1925	0,0099	19,44	0,000	0,1731 0,2119
lambda	0,1802	0,0266	6,79	0,000	0,1282 0,2322	lambda	0,0913	0,0290	3,15	0,002	0,0344 0,1482
constante	0,0865	0,0758	1,14	0,253	-0,0620 0,2351	const	0,3824	0,0828	4,62	0,000	0,2201 0,5448
Pseudo R ²	0,2502					Pseudo R ²	0,2647				

Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,7							Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,8						
Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]		Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]	
age	0,029	0,0018	16,54	0,000	0,0258	0,0327	age	0,0231	0,0020	11,52	0,00	0,0191	0,0270
exp	0,0185	0,0014	13,24	0,000	0,0158	0,0212	exp	0,0133	0,0016	8,52	0,000	0,0102	0,0163
age2	-0,0003	0,0000	-15,81	0,000	-0,0003	-0,0003	age2	-0,0002	0,0000	-10,40	0,000	-0,0003	-0,0002
pp1	0,1762	0,0070	25,20	0,000	0,1625	0,1899	pp1	0,1938	0,0079	24,46	0,000	0,1783	0,2093
cor1	0,1028	0,0059	17,36	0,000	0,0912	0,1145	cor1	0,1238	0,0067	18,58	0,000	0,1108	0,1369
sex1	0,2933	0,0150	19,61	0,000	0,2640	0,3226	sex1	0,3738	0,0167	22,41	0,000	0,3411	0,4064
escol2	0,2857	0,0152	18,74	0,000	0,2558	0,3156	escol2	0,2701	0,0169	16,01	0,000	0,2370	0,3031
escol3	1,1276	0,0357	31,55	0,000	1,0575	1,1976	escol3	1,0960	0,0396	27,69	0,000	1,0184	1,1736
regSUD	0,2727	0,0140	19,52	0,000	0,2453	0,3000	regSUD	0,2973	0,0156	19,07	0,000	0,2667	0,3278
regSUL	0,2849	0,0130	21,87	0,000	0,2594	0,3104	regSUL	0,2890	0,0145	19,92	0,000	0,2606	0,3175
regCO	0,2582	0,0094	27,36	0,000	0,2397	0,2767	regCO	0,2369	0,0106	22,26	0,000	0,2160	0,2577
regNOR	0,1716	0,0118	14,49	0,000	0,1484	0,1948	regNOR	0,1399	0,0133	10,54	0,000	0,1139	0,1659
lambda	-0,0224	0,0346	-0,65	0,517	-0,0901	0,0453	lambda	-0,1637	0,0384	-4,26	0,000	-0,2390	-0,0884
const	0,7545	0,0986	7,65	0,000	0,5612	0,9478	const	1,2726	0,1099	11,58	0,000	1,0572	1,4880
Pseudo R ²	0,2784						Pseudo R ²	0,2847					

Resultados da Regressão Quantílica: Brasil, 2013 Quantil 0,9						
Variável	Coef	Desv Pad	t	P>t	[95% IC]	
age	0,0209	0,0031	6,74	0,000	0,0148	0,0270
exp	0,0091	0,0024	3,83	0,000	0,0044	0,0137
age2	-0,0002	0,0000	-5,35	0,000	-0,0002	-0,0001
pp1	0,1989	0,0123	16,16	0,000	0,1748	0,2231
cor1	0,1684	0,0102	16,48	0,000	0,1484	0,1885
sex1	0,4357	0,0252	17,25	0,000	0,3862	0,4852
escol2	0,2935	0,0256	11,46	0,000	0,2434	0,3437
escol3	1,1432	0,0599	19,10	0,000	1,0258	1,2605
regSUD	0,2688	0,0236	11,37	0,000	0,2224	0,3151
regSUL	0,2283	0,0220	10,37	0,000	0,1852	0,2715
regCO	0,1883	0,0164	11,46	0,000	0,1561	0,2205
regNOR	0,1211	0,0204	5,95	0,000	0,0812	0,1610
lambda	-0,2512	0,0583	-4,30	0,000	-0,3655	-0,1368
const	1,7064	0,1676	10,18	0,000	1,3779	2,0348
Pseudo R ²	0,2687					

**Resultados da Decomposição Quantílica: Região Sudeste,
2013**

Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P > t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,2107	0,0094	22,48	0,000	0,1923	0,2290
Características	0,1377	0,0050	27,28	0,000	0,1278	0,1476
Coeficientes	0,0729	0,0040	18,43	0,000	0,0652	0,0807
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,2974	0,0125	23,78	0,000	0,2729	0,3219
Características	0,1845	0,0064	28,77	0,000	0,1720	0,1971
Coeficientes	0,1129	0,0029	38,36	0,000	0,1071	0,1187
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,3870	0,0144	26,84	0,000	0,3587	0,4152
Características	0,2403	0,0084	28,59	0,000	0,2238	0,2568
Coeficientes	0,1467	0,0030	48,30	0,000	0,1407	0,1526
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,4597	0,0112	41,14	0,000	0,4378	0,4816
Características	0,3000	0,0112	26,84	0,000	0,2781	0,3219
Coeficientes	0,1596	0,0040	39,89	0,000	0,1518	0,1675
Quantil .5						
Diferença Bruta	0,5269	0,0110	47,97	0,000	0,5054	0,5484
Características	0,3710	0,0121	30,59	0,000	0,3472	0,3947
Coeficientes	0,1559	0,0049	31,57	0,000	0,1462	0,1656
Quantil .6						
Diferença Bruta	0,5862	0,0115	50,96	0,000	0,5637	0,6088
Características	0,4472	0,0133	33,53	0,000	0,4211	0,4734
Coeficientes	0,1390	0,0059	23,50	0,000	0,1274	0,1506
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,6365	0,0129	49,49	0,000	0,6113	0,6617
Características	0,5367	0,0149	36,01	0,000	0,5074	0,5659
Coeficientes	0,0999	0,0071	14,15	0,000	0,0860	0,1137
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,6604	0,0167	39,49	0,000	0,6277	0,6932
Características	0,6398	0,0182	35,23	0,000	0,6042	0,6754
Coeficientes	0,0206	0,0087	2,37	0,018	0,0035	0,0377
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,6160	0,0255	24,14	0,000	0,5660	0,6660
Características	0,6892	0,0254	27,09	0,000	0,6394	0,7391
Coeficientes	-0,0732	0,0138	-5,29	0,000	-0,1003	-0,0461
n	31.526					
Privado	25.985					
Público	5.541					

Fonte: PNAD 2013

Resultados da Decomposição Quantílica: Região Sul, 2013

Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P > t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,1887	0,0111	16,93	0,000	0,1668	0,2105
Características	0,1335	0,0091	14,69	0,000	0,1157	0,1513
Coeficientes	0,0552	0,0062	8,85	0,000	0,0430	0,0674
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,2973	0,0117	25,32	0,000	0,2743	0,3203
Características	0,1729	0,0096	18,05	0,000	0,1541	0,1916
Coeficientes	0,1244	0,0041	30,37	0,000	0,1164	0,1324
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,4024	0,0114	35,21	0,000	0,3800	0,4248
Características	0,2163	0,0113	19,18	0,000	0,1942	0,2384
Coeficientes	0,1862	0,0039	48,21	0,000	0,1786	0,1937
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,5026	0,0121	41,66	0,000	0,4789	0,5262
Características	0,2682	0,0119	22,57	0,000	0,2449	0,2914
Coeficientes	0,2344	0,0036	65,66	0,000	0,2274	0,2414
Quantil .5						
Diferença Bruta	0,5891	0,0155	38,12	0,000	0,5588	0,6194
Características	0,3262	0,0132	24,62	0,000	0,3003	0,3522
Coeficientes	0,2629	0,0037	70,91	0,000	0,2556	0,2701
Quantil .6						
Diferença Bruta	0,6662	0,0174	38,36	0,000	0,6322	0,7003
Características	0,3916	0,0141	27,68	0,000	0,3639	0,4194
Coeficientes	0,2746	0,0039	69,90	0,000	0,2669	0,2823
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,7360	0,0146	50,30	0,000	0,7073	0,7647
Características	0,4680	0,0166	28,25	0,000	0,4356	0,5005
Coeficientes	0,2680	0,0048	56,04	0,000	0,2586	0,2774
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,7881	0,0184	42,86	0,000	0,7521	0,8241
Características	0,5534	0,0216	25,65	0,000	0,5111	0,5957
Coeficientes	0,2347	0,0061	38,46	0,000	0,2227	0,2466
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,8000	0,0218	36,72	0,000	0,7573	0,8427
Características	0,6556	0,0288	22,75	0,000	0,5991	0,7121
Coeficientes	0,1444	0,0102	14,21	0,000	0,1245	0,1643
n	18.021					
Privado	14.793					
Público	3.228					

Fonte: PNAD 2013

Resultados da Decomposição Quantílica: Região Centro-Oeste, 2013						
Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P > t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,2011	0,0110	18,27	0,000	0,1795	0,2226
Características	0,1506	0,0048	31,29	0,000	0,1412	0,1600
Coeficientes	0,0505	0,0043	11,83	0,000	0,0421	0,0588
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,2813	0,0145	19,38	0,000	0,2528	0,3097
Características	0,1882	0,0080	23,39	0,000	0,1724	0,2039
Coeficientes	0,0931	0,0049	18,90	0,000	0,0834	0,1027
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,3613	0,0157	23,03	0,000	0,3305	0,3920
Características	0,2321	0,0131	17,71	0,000	0,2064	0,2578
Coeficientes	0,1291	0,0058	22,08	0,000	0,1177	0,1406
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,4398	0,0176	24,95	0,000	0,4052	0,4743
Características	0,2809	0,0162	17,36	0,000	0,2492	0,3126
Coeficientes	0,1589	0,0074	21,60	0,000	0,1445	0,1733
Quantil .5						
Diferença Bruta	0,5169	0,0190	27,19	0,000	0,4796	0,5542
Características	0,3412	0,0158	21,60	0,000	0,3102	0,3721
Coeficientes	0,1757	0,0080	21,83	0,000	0,1599	0,1915
Quantil .6						
Diferença Bruta	0,6070	0,0211	28,76	0,000	0,5656	0,6483
Características	0,4106	0,0184	22,38	0,000	0,3746	0,4465
Coeficientes	0,1964	0,0084	23,42	0,000	0,1800	0,2128
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,6901	0,0198	34,92	0,000	0,6513	0,7288
Características	0,4914	0,0249	19,72	0,000	0,4425	0,5402
Coeficientes	0,1987	0,0078	25,52	0,000	0,1834	0,2139
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,7645	0,0225	34,01	0,000	0,7205	0,8086
Características	0,5852	0,0340	17,20	0,000	0,5185	0,6519
Coeficientes	0,1793	0,0081	22,25	0,000	0,1635	0,1951
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,8257	0,0283	29,22	0,000	0,7703	0,8811
Características	0,6827	0,0452	15,11	0,000	0,5942	0,7712
Coeficientes	0,1430	0,0135	10,57	0,000	0,1165	0,1695
n	7.989					
Privado	6.189					
Público	1.800					

Fonte: PNAD 2013

Resultados da Decomposição Quantílica: Região Norte, 2013

Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P > t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,3076	0,0115	26,63	0,000	0,2849	0,3302
Características	0,1631	0,0117	13,90	0,000	0,1401	0,1861
Coeficientes	0,1444	0,0106	13,63	0,000	0,1237	0,1652
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,3395	0,0139	24,45	0,000	0,3123	0,3668
Características	0,1537	0,0128	11,99	0,000	0,1286	0,1788
Coeficientes	0,1858	0,0056	33,30	0,000	0,1749	0,1968
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,4316	0,0147	29,31	0,000	0,4028	0,4605
Características	0,1869	0,0167	11,19	0,000	0,1541	0,2196
Coeficientes	0,2447	0,0047	52,46	0,000	0,2356	0,2539
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,5340	0,0166	32,09	0,000	0,5014	0,5666
Características	0,2448	0,0198	12,36	0,000	0,2060	0,2836
Coeficientes	0,2892	0,0053	54,35	0,000	0,2788	0,2996
Quantil .5						
Diferença Bruta	0,6341	0,0153	41,54	0,000	0,6042	0,6641
Características	0,3090	0,0206	15,02	0,000	0,2686	0,3493
Coeficientes	0,3252	0,0064	51,09	0,000	0,3127	0,3377
Quantil .6						
Diferença Bruta	0,7184	0,0155	46,44	0,000	0,6881	0,7487
Características	0,3833	0,0199	19,28	0,000	0,3444	0,4223
Coeficientes	0,3351	0,0069	48,58	0,000	0,3216	0,3486
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,7769	0,0173	44,86	0,000	0,7430	0,8109
Características	0,4748	0,0219	21,67	0,000	0,4319	0,5178
Coeficientes	0,3021	0,0074	40,93	0,000	0,2877	0,3166
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,8194	0,0200	40,96	0,000	0,7802	0,8586
Características	0,5981	0,0296	20,20	0,000	0,5400	0,6561
Coeficientes	0,2213	0,0082	27,12	0,000	0,2053	0,2373
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,8197	0,0337	24,31	0,000	0,7536	0,8858
Características	0,7682	0,0554	13,87	0,000	0,6596	0,8767
Coeficientes	0,0515	0,0115	4,47	0,000	0,0289	0,0741
n	12.613					
Privado	8.600					
Público	4.013					

Fonte: PNAD 2013

Resultados da Decomposição Quantílica: Região Nordeste, 2013

Componente	Efeitos	Desv. Pad.	t	P > t	[95% IC]	
Quantil .1						
Diferença Bruta	0,4377	0,0063	69,89	0,000	0,4254	0,4500
Características	0,2250	0,0111	20,22	0,000	0,2032	0,2469
Coeficientes	0,2126	0,0096	22,27	0,000	0,1939	0,2314
Quantil .2						
Diferença Bruta	0,3275	0,0086	37,88	0,000	0,3106	0,3445
Características	0,1785	0,0065	27,60	0,000	0,1658	0,1912
Coeficientes	0,1490	0,0055	26,97	0,000	0,1382	0,1599
Quantil .3						
Diferença Bruta	0,3829	0,0130	29,56	0,000	0,3575	0,4082
Características	0,1800	0,0077	23,49	0,000	0,1649	0,1950
Coeficientes	0,2029	0,0035	57,19	0,000	0,1960	0,2099
Quantil .4						
Diferença Bruta	0,5039	0,0149	33,90	0,000	0,4748	0,5331
Características	0,2197	0,0103	21,38	0,000	0,1996	0,2399
Coeficientes	0,2842	0,0037	76,08	0,000	0,2769	0,2915
Quantil .5						
Diferença Bruta	0,6327	0,0098	64,42	0,000	0,6135	0,6520
Características	0,3012	0,0133	22,73	0,000	0,2752	0,3272
Coeficientes	0,3315	0,0049	68,21	0,000	0,3220	0,3410
Quantil .6						
Diferença Bruta	0,7405	0,0102	72,68	0,000	0,7206	0,7605
Características	0,3904	0,0190	20,52	0,000	0,3531	0,4277
Coeficientes	0,3502	0,0063	55,90	0,000	0,3379	0,3624
Quantil .7						
Diferença Bruta	0,8317	0,0126	66,13	0,000	0,8071	0,8564
Características	0,5002	0,0277	18,09	0,000	0,4460	0,5544
Coeficientes	0,3315	0,0076	43,57	0,000	0,3166	0,3464
Quantil .8						
Diferença Bruta	0,8973	0,0178	50,55	0,000	0,8625	0,9320
Características	0,6519	0,0244	26,73	0,000	0,6041	0,6997
Coeficientes	0,2454	0,0086	28,55	0,000	0,2285	0,2622
Quantil .9						
Diferença Bruta	0,8842	0,0302	29,30	0,000	0,8250	0,9433
Características	0,7771	0,0434	17,90	0,000	0,6920	0,8622
Coeficientes	0,1071	0,0156	6,88	0,000	0,0766	0,1376
n	22.923					
Privado	17.211					
Público	5.712					

Fonte: PNAD 2013